KARL HENRIK ERIKSSON

VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER

Differential-psykologiska undersökningar av manliga ungdomsvårdsskoleelever

UPPSALA 1957

VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER

Differential-psykologiska undersökningar av manliga ungdomsvårdsskoleelever

av

KARL HENRIK ERIKSSON
FIL. LIC., SÖDERM.

AKADEMISK AVHANDLING

SOM MED TILLSTÅND AV HUMANISTISKA FAKULTETENS I UPPSALA HISTORISK-FILOSOFISKA SEKTION FÖR VINNANDE AV FILOSOFIE DOKTORSGRAD KOMMER ATT TILL OFFENTLIG GRANSKNING FRAMSTÄLLAS Å LÄROSAL IX LÖRDAGEN DEN 25 MAJ 1957 KL. 10

UPPSALA 1957
APPELBERGS BOKTRYCKERI AB

VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER

Differential-psykologiska undersökningar av manliga ungdomsvårdsskoleelever

av

Karl Henrik Eriksson

With an English Summary

UPPSALA 1957

UPPSALA 1957
APPELBERGS BOKTRYCKERI AKTIEBOLAG

Till minnet av

BIRGER SJÖDÉN

Chef och läkare vid Lövstaskolan
1940—1953

Förord

De undersökningar, vilkas huvudresultat här framläggas, ha sin upprinnelse i min tjänstgöring vid Lövsta skolhem och yrkesskola åren 1945—46. Den dagliga kontakten med eleverna, under huvudparten av tiden som lärare vid skolhemmet, födde tanken på att medelst differential-psykologiska metoder söka angripa problemet om eventuella personlighets-psykologiska skillnader mellan Lövstaskolans elever och grupper av elever, tillhörande övriga ungdomsvårdsskolor och andra skolformer. Därmed var uppslaget givet till den forskningsuppgift, som allt sedan dess har följt — och förföljt — mig.

Arbetets första uppläggning skedde under intim samverkan med Lövstaskolans dåvarande chef, tillika läkare, med. lic. Birger Sjödén. Hans entusiastiska inställning till uppslagets förverkligande och stora beredvillighet att påtaga sig de praktiska arrangemangen härför utgjorde den nödvändiga förutsättningen för arbetets igångsättande.

Dr Sjödéns djupgående kännedom om ungdomsvårdsskoleklientelet i landet var en värdefull tillgång vid utformandet av de första instrumenten, ingående i det senare tillkomna testbatteriet. Han fäste också min uppmärksamhet på den roll, man från psykiatriskt håll tilldelat de s. k. perseveratoriska tendenserna och deras anknytning till olika psykopatologiska tillstånd. Med stort intresse deltog han i förarbetet till konstruktionen av några instrument, avsedda att söka mäta faktorer, som man ansett ha med perseveration att göra, och gav idén till ett av de därvid använda proven, här betecknat P 2. Dr Sjödéns kliniska erfarenheter av klientelet togs i hög grad i anspråk vid utväljandet av ett antal personlighetsdrag, lämpade att ingå i skalorna för personbedömning. Det oegennyttiga intresse, med vilket dr Sjödén omfattade mitt arbete, och den uppmuntran han med sin spontana och impulsgivande personlighet i rikt mått skänkte mig, minns jag med tacksamhet. Hans hastiga bortgång sammanföll i tiden med framläggandet av de första av de här redovisade forskningsresultaten.

Undersökningarnas planläggning var i mycket en följd av den tidigare undervisning, jag åtnjutit under ledning av professor Rudolf Anderberg. Hans strängt empiriska inriktning och kvantitativa betraktelsesätt blev vägledande för mitt val av utgångspunkter i metodiskt hänseende. Sedan jag knutits till psykologiska institutionen i Uppsala, blev han min lärare och chef. Professor Anderberg tog sig an

mitt redan då påbörjade arbete med största intresse. För den möda han nedlade på det kontinuerliga planerandet av de fortsatta undersökningarna, för den handledning och kritik han gav mig vid bearbetningen av materialet, och för den avsevärda tid och kraft han offrade på granskningen av mina forskningsresultat, det sista levnadsåret trots allvarlig ohälsa, står jag i djup tacksamhetsskuld.

När skolpsykologen i Kgl. Skolöverstyrelsen, docent Ragnar Hörnfeldt, förordnades att uppehålla professuren i psykologi, blev detta inte hans första kontakt med föreliggande arbete. Redan på ett tidigt stadium visade han mina undersökningar ett stort intresse, först som äldre kollega på institutionen, sedermera som docent och akademisk lärare. Otaliga äro de diskussioner, jag haft med honom i frågor, som berört dessa undersökningar. Docent Hörnfeldts praktiska erfarenheter av testkonstruktivt arbete och teoretiska insikter i skalningsteknik och psykometri ha i hög grad kommit detta arbete till godo. Med stor beredvillighet har han ofta skjutit egna angelägna uppgifter åt sidan för att bistå med råd och anvisningar. För allt detta, liksom för hans generösa hjälpsamhet och vänskap genom åren, tackar jag hjärtligt.

Som t. f. professor i psykologi ägnade undervisningsrådet, docent Åke Fältheim, mycken tid och möda åt mitt arbete. Med honom fick jag vid flera tillfällen diskutera främst framställningens formella uppbyggnad. Det intresse och den omtanke han visat mig, har jag satt stort värde på.

Sedan professuren i psykologi den 1 mars detta år återbesatts, har professor Gunnar Johansson välvilligt tagit sig an mitt arbete, som vid denna tidpunkt redan delvis förelåg i tryck. Jag är glad över det förtroende han sålunda visat mig.

Bland övriga akademiska lärare, vilka haft med detta arbetes tillkomst att göra, vill jag först nämna professor Wilhelm Sjöstrand. Under sin tid som t. f. professor i det odelade pedagogikämnet h. t. 1946 hade han att taga ställning till mitt första utkast till planläggning av detsamma. Den uppmuntran han då gav mig att fortsätta undersökningarna var en viktig förutsättning för uppslagets fullföljande. Det vänliga intresse han även senare har visat mina forskningar har jag uppskattat mycket.

Min förste akademiska lärare, Universitetets rektor, professor Torgny Segerstedt, väckte genom sin undervisning tidigt mitt intresse för kriminologisk forskning. Han sammanförde mig med gästande representanter för denna vetenskapsgren. Av dessa vill jag särskilt nämna professor Thorsten Sellin, U.S.A., med vilken jag fick diskutera undersökningarnas uppläggning. Det intresse för mitt arbete, professor Segerstedt vid flera tillfällen givit prov på, har varit inspirerande.

Undersökningarnas karaktär av fältstudier har medfört, att många personer blivit engagerade i dem. För den tidsspillan de åsamkats och för det organisatoriska bistånd, som lämnats, vill jag frambära mitt tack. Utan deras lojala medverkan hade undersökningarna icke kunnat genomföras.

Chefen för Kgl. Socialstyrelsens skolbyrå Lars Bolin och hans företrädare där, byråchefen Torsten Eriksson, ha sålunda med stor välvilja berett mig möjligheter till hospitering å de ungdomsvårdsskolor, vilka undersökningarna omfattat.

Rektorn för Sundbo yrkesskola Arvid Tågmark och rektorn för Folåsa skolhem Helmer Petrén tackar jag för den omtanke och personliga vänskap, jag åtnjutit under de somrar, jag gästat deras skolor. Förutvarande chefen och läkaren vid Lövstaskolan, med. dr Hans Hartelius, och avdelningsföreståndaren därstädes, Ture Bomgren, ha lämnat arbetet organisatoriskt stöd.

Till all annan personal å här nämnda ungdomsvårdsskolor, assistenter, yrkeslärare och övriga, riktar jag ett hjärtligt tack. Den beundran, jag hyst för deras sätt att fullgöra sina många gånger till synes otacksamma arbetsuppgifter, har också inspirerat mig i mina forskningar.

Rektor Erik Anders Anderberg, Tekniska skolan, och yrkeslärarna vid Centrala Verkstadsskolan, Uppsala, ha med välvilligt intresse bistått mig vid genomförandet av undersökningarna av tre årgångar elever. Dem alla är jag stort tack skyldig. Rektor Karl Söderberg beredde mig möjlighet att utföra undersökningar av elever vid Uppsala folkskolor. Till honom och till de lärare, vilkas klasser togs i anspråk, riktar jag mitt tack.

Mina kolleger å psykologiska institutionen, bitr. lärare, assistent och amanuenser tackar jag för hjälp med manuskriptgranskning och korrekturläsning. Mina förutvarande kolleger och studiekamrater, fil. lic:erna Urban Dahllöf och Rikard Palmér, ha kritiskt genomgått avhandlingens senare del. Vad dessa mina vänner i detta avseende betytt för mig kan inte nog uppskattas.

Bland mina kolleger vid den tidigare gemensamma institutionen för psykologi och pedagogik vill jag också nämna fil. lic:erna Sten Henrysson och Ingmar Dureman. Den förres statistiska kunnande tog jag flerfaldiga gånger i anspråk, den senare var mig till stor hjälp vid en brådskande genomgång av verkstadsskolematerialet från år 1949. Hans fördjupade insikter i klinisk psykologi ha givit mig många intressanta synpunkter.

Till alla övriga, som hjälpt mig — genom materialinsamling, be-

arbetning, renskrivning, korrekturläsning eller på annat sätt — vill jag också säga ett hjärtligt tack.

Fru Phyllis McGill Linde, B. S., har med intresse och kunnighet översatt och språkgranskat kap. XII.

Min hustru, fil. kand. Anne-Marie Eriksson, har ur stilistisk synvinkel genomgått mitt manuskript samt haft ansvaret för korrekturläsningen. Till henne riktar jag ett varmt tack, för att hon i troget kamratskap bidragit till att skapa förutsättningar för det nu avslutade arbetets genomförande.

Forskningsbidrag ha erhållits från Statens Psykologisk-pedagogiska institut och Statens Samhälls- och Rättsvetenskapliga Forskningsråd.

Psykologiska institutionen,
Uppsala universitet,
i april 1957

Karl Henrik Eriksson

Innehållsförteckning

Förord v
Innehållsförteckning ix
Förteckning över:
Tabeller xii
Figurer xvi
Bilder xvi

INLEDNING 1

DEL I
ÖVERSIKT OCH ANALYS AV PROBLEMOMRÅDET

Kap. I. UNGDOMSVÅRDSSKOLORNA OCH DE PSYKISKT ABNORMA 9
1. Kortfattad historik över ungdomsvårdsskoleorganisationens utveckling med särskild hänsyn till differentieringen av de psykiskt abnorma 9
2. Nuvarande läge 14

Kap. II. VANART OCH S. K. PSYKOPATI 16
Frekvens av »psykopati» i olika vanartsklientel och metoder för bestämning av densamma 16
Några representativa undersökningar rörande vanart 17
A. Inhemska undersökningar 17
B. Utländska undersökningar 27

Kap. III. OLIKA TOLKNINGAR AV PSYKOPATIBEGREPPET 47
1. Historisk översikt 49
2. Nuvarande läge 51
3. Försök till funktionsanalys jämte förslag till funktionsbestämning på empirisk grundval 54

Kap. IV. TIDIGARE ANVÄNDNING AV KVANTITATIV METODIK VID STUDIUM AV VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER 60
1. Fysiologiska mätningar 64
2. Analys av struktural intravariation i intelligenstestskalor 76
3. »Miniature Life Situations» 80
4. Standardiserad »case-history»-metodik 82
5. Inventory-metoder 86
Sammanställning av resultat, erhållna med olika metoder jämte utblick 100

SAMMANFATTNING AV DEL I 103

DEL II
KVANTITATIVA DIFFERENSER

Kap. V. UNDERSÖKNINGARNAS BAKGRUND 109
1. Planläggning 109
2. Syfte 116
3. Omfattning 119

Kap. VI. ALLMÄN KARAKTERISTIK AV DE UTVALDA GRUPPERNA SATTA I RELATION TILL ANDRA INSTITUTIONALISERADE POPULATIONER OCH TILL NORMALGRUPPER 123
A. Dokumentärmaterial 123
1. Dokumentärmaterialets representativitet i förhållande till andra vanartsklientel 128
2. Jämförelse mellan data från Lövstaskolan och från de båda övriga skolorna 132
3. Representativiteten hos direkt undersökta grupper i förhållande till dokumentärmaterialet 136
B. Direkt undersökta grupper 138
1. Grupper undersökta åren 1946—1948 138
2. Grupper undersökta åren 1949—1951 141
3. Jämförelse mellan Lövsta yrkesskola och Sundbo yrkesskola betr. vissa faktorer, jämte signifikansanalys 142
4. Fortsatta gruppjämförelser med särskild hänsyn till använda normalgrupper 144
5. Grupper undersökta år 1956 (korsvalidering) 148

Kap. VII. METODER OCH RESULTAT 152
A. Testmetoder 153
1. Intelligensundersökningar 157
2. Reaktionstidsbestämningar vid försök med komplexa valsituationer med och utan störningar 169
3. Takistoskopförsök 191
4. Confidence 201
5. Experimentella konfliktsituationer 204
6. »Cancellation» 212
7. Bourdon 214
8. Perseveration 218
9. Persistency 224
10. Bernreuters Personality Inventory 232
11. MMPI 237
12. »Miniature Life Situations» 246
13. Ord-associationstest 251
Översikt av huvudresultaten i testbatteriet 274
B. Skattningsmetoder 279
Bedömning av 12 personlighetsdrag i en 9-gradig skala utförd av tre olika bedömare för varje individ 279
C. Karakteristik av de olika grupperna med hänsyn till erhållna resultat 282

SAMMANFATTNING AV DEL II 287

DEL III
FUNKTIONELLA SAMBAND

Kap. VIII. KONSTRUKTION AV SKALOR FÖR INDIVIDUELL NIVÅBESTÄMNING 291
1. Utväljandet av instrument för den fortsatta analysen 291
a. Variablernas differentierande förmåga 292
b. Variablernas reliabilitet 294
2. Kombination av enskilda variabler till ett sammansatt poängtal 303
A. Multipel korrelationsanalys och bestämning av viktkoefficienter medelst multipla regressionsekvationer (Metod A) 306
B. Gränssättningsmetodik med skärning efter variablernas maximalt differentierande förmåga (Metod B) 329
3. Kombination av enskilda instrument till ett index 342
Metod A 343
Metod B 352
4. Efterprövning på nya grupper (korsvalidering) 355
Metod A 361
a. Sammansatta poängtal 361
b. Index 363
Metod B 364
a. Sammansatta poängtal 364
b. Index 364
5. Jämförelser mellan Metod A och B 365
6. Skalornas validitet 366

Kap. IX. NIVÅVÄRDENAS SAMBAND MED BAKGRUNDSDATA OCH PERSONSKATTNINGAR 372
1. Nivåvärden och bakgrundsdata 372
2. Nivåvärden och personskattningar 388

Kap. X. DEN SOCIALA PROGNOSEN 400
1. Social prognos och bakgrundsdata 404
2. Social prognos och nivåvärden 410
3. Social prognos och personskattningar 414

SAMMANFATTNING AV DEL III 418

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

Kap. XI. VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER I RELATION TILL UNDERSÖKNINGSRESULTATEN 423

Kap. XII. SUMMARY. DELINQUENCY AND PERSONALITY DEVIATIONS 439

Appendix. PRAKTISKA ANVISNINGAR FÖR SKALORNAS ANVÄNDNING 451
1. Allmänna anvisningar 451
2. Detaljerade anvisningar 452
Metod A 452
Metod B 453
T-tabeller 454

LITTERATURFÖRTECKNING 457

TABELLER

Tab. Sid.
1. *Frekvens av s. k. psykopati el. motsvarande i olika vanartsklientel* 42
2. *Frekvens av psykos i olika vanartsklientel* 45
3. *Sammanställning av resultat erhållna med olika metoder* 101
4. *Några hereditära och sociala faktorer i ett dokumentärmaterial från de i undersökningen ingående skolorna* 127
5. *Jämförelse mellan dokumentärmaterialet och direkt undersökta grupper* 137
6. *Använda gruppers representativitet beträffande vissa faktorer* .. 139
7. *Jämförelse mellan grupper uttagna å Lövsta yrkesskola 1949 och 1951, å Sundbo yrkesskola 1950 och tidigare elever från samma skolor beträffande vissa faktorer* 142
8. *Jämförelse mellan Lövsta yrkesskola och Sundbo yrkesskola beträffande vissa faktorer* 143
9. *Yrkesskolor, skolhem och normalgrupper* 146
10. *Sammanslagna årgångar och grupper* 147
11. *Jämförelser mellan Lövsta 1949, 1951 och Lövsta 1956 (grupp uttagen för korsvalidering)* 149
12. *T-poäng och lösningstider i A.G.T.* 162
13. *Plan över försöket med reaktionstidsbestämningar i komplexa valsituationer* 171
14. *Reaktionstider, Lövsta y/C.V.* 173
15. *Reaktionstider, Lövsta y/Sundbo y* 174
16. *Reaktionstider, Sundbo y/C.V.* 175
17. *Reaktionstider, C.V./studenter* 177
18. *Reaktionstider, Lövsta y 1946/Lövsta y 1949* 178
19. *Reaktionstider, Lövsta s/Uppsala folkskolor* 179
20. *Reaktionstider, Lövsta s/Folåsa s* 181
21. *Reaktionstider, Folåsa s/Uppsala folkskolor* 182
22. *Reaktionstider, Lövsta s 1946/Lövsta s 1949* 183
23. *Felreaktioner, Lövsta y/C.V.* 186
24. *Felreaktioner, Lövsta y/Sundbo y* 186
25. *Felreaktioner, Sundbo y/C.V.* 187

Tab. Sid.

26. *Felreaktioner, Lövsta s/Folåsa s/Uppsala folkskolor* 188
27. *Takistoskopförsök, Lövsta y/C.V.* 194
28. *Takistoskopförsök, Lövsta y/Sundbo y* 194
29. *Takistoskopförsök, Sundbo y/C.V.* 195
30. *Takistoskopförsök, Lövsta s/Folåsa s* 195
31. *Takistoskopförsök, Lövsta s/Uppsala folkskolor* 197
32. *Takistoskopförsök, Folåsa s/Uppsala folkskolor* 197
33. *Takistoskopförsök, Lövsta y 1946/Lövsta y 1949* 198
34. *Takistoskopförsök, Lövsta s 1946/Lövsta s 1949* 198
35. *Takistoskopförsök, Studenter/C.V.* 199
36. *Takistoskopförsök, Uppsala folkskolor n/hj* 200
37. *Tablå över försöket med experimentella konfliktsituationer* 206
38. *Experimentella konfliktsituationer C.V./Lövsta y* 208
39. *Experimentella konfliktsituationer Sundbo y/Lövsta y* 209
40. *Experimentella konfliktsituationer C.V./Sundbo y* 209
41. *Experimentella konfliktsituationer Lövsta y 1949/Lövsta y 1951* 210
42. *Cancellation, C.V./Lövsta y* 212
43. *Cancellation, C.V./Sundbo y* 212
44. *Cancellation, Lövsta y/Sundbo y* 213
45. *Cancellation, Lövsta s/Uppsala folkskolor* 213
46. *Cancellation, Folåsa s/Uppsala folkskolor* 214
47. *Cancellation, Lövsta s/Folåsa s* 214
48. *Bourdon, Lövsta y/C.V.* 215
49. *Bourdon, Sundbo y/C.V.* 215
50. *Bourdon, Lövsta y/Sundbo y* 216
51. *Bourdon, Lövsta s/Uppsala folkskolor* 216
52. *Bourdon, Folåsa s/Uppsala folkskolor* 217
53. *Bourdon, Lövsta s/Folåsa s* 217
54. *Perseveration, Lövsta y/C.V.* 220
55. *Perseveration, Sundbo y/C.V.* 220
56. *Perseveration, Lövsta y/Sundbo y* 221
57. *Perseveration, Lövsta s/Folåsa s/Uppsala folkskolor* 221
58. *Perseveration, σ Lövsta y/C.V.* 222
59. *Perseveration, σ Sundbo y/C.V.* 222
60. *Perseveration, σ Lövsta y/Sundbo y* 223
61. *Persistency, Lövsta s/Uppsala folkskolor* 226
62. *Persistency, Folåsa s/Uppsala folkskolor* 227
63. *Persistency, Lövsta s/Folåsa s* 228
64. *Persistency, Lövsta s 1946/Lövsta s 1949* 229
65. *BPI, Lövsta y/C.V.* 234
66. *BPI, Sundbo y/C.V.* 235
67. *BPI, Lövsta y/Sundbo y* 236
68. *MMPI, Lövsta y/C.V.* 240
69. *MMPI, Sundbo y/C.V.* 241
70. *MMPI, Lövsta y/Sundbo y* 242
71. *MMPI, Lövsta y 1949/Lövsta y 1951* 243
72. *MMPI, Sundbo y 1950/Sundbo y 1950—51* 244
73. *»Måltavlan», Lövsta s/Uppsala, Folåsa s/Uppsala, Lövsta s/Folåsa s* 247

Tab. Sid.

74. *»Landskapet», Lövsta s, Folåsa s och Uppsala folkskolor* 249
75. *»40 frågor», Lövsta s, Folåsa s och Uppsala folkskolor* 251
76. *Medelreaktionstid per ord och individ i Ord-associationstestet* 263
77. *Funna differenser mellan grupperna i Ord-associationstestet* 273
78. *Sammanfattning av jämförelserna mellan grupperna* 276
79. *Reliabilitetskoefficienter, reaktionstidsbestämningar (M)* 296
80. *Reliabilitetskoefficienter, Intravariabilitet (σ)* 297
81. *Reliabilitetskoefficienter, Experimentella konfliktsituationer* 297
82. *Reliabilitetskoefficienter, BPI* 298
83. *Reliabilitetskoefficienter, MMPI* 300
84. *Reliabilitetskoefficienter, Ord-associationstestet* 302
85. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M)* 309
86. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M)* 309
87. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M), C.V.-skolan* 309
88. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M), Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan* 309
89. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan* 310
90. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet Lövsta (N = 68)* 313
91. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet Sundbo (N = 47)* 313
92. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet C.V.-skolan (N = 68)* 314
93. *Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan (N = 183)* 314
94. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan* 314
95. *Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer, Lövsta* ... 316
96. *Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer, Sundbo* .. 316
97. *Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer, C.V.-skolan* 316
98. *Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan* 316
99. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan* 317
100. *Interkorrelationer BPI, Lövsta* 318
101. *Interkorrelationer BPI, Sundbo* 318
102. *Interkorrelationer BPI, C.V.-skolan* 318
103. *Interkorrelationer BPI, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan* 318
104. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan* 319
105. *Interkorrelationer MMPI, Lövsta* 321
106. *Interkorrelationer MMPI, Sundbo* 321
107. *Interkorrelationer MMPI, C.V.-skolan* 321
108. *Interkorrelationer MMPI, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan* 321
109. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan* 322
110. *Interkorrelationer, Ord-associationstestet, Lövsta* 323
111. *Interkorrelationer, Ord-associationstestet, Sundbo* 323

Tab. Sid.

112. *Interkorrelationer, Ord-associationstestet, C.V.-skolan* 324
113. *Interkorrelationer, Ord-associationstestet, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan* 324
114. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan* 325
115. *Medeltal av vägda T-poäng, standarddeviationer jämte signifikansanalys. Metod A* 326
116. *Gränssättning, X^2-, P- och Q-värden* 332
117. *Medeltal av vägda poäng, standarddeviationer jämte signifikansanalys. Metod B* 339
118. *Signifikansanalys (X^2) av sammansatta poängtal. Metod B* 341
119. *Interkorrelationer, Instrument 1—6, Lövsta* 345
120. *Interkorrelationer, Instrument 1—6, Sundbo* 345
121. *Interkorrelationer, Instrument 1—6, C.V.-skolan* 346
122—124. *Interkorrelationer, Instrument 3, 5 och 6. Lövsta, Sundbo och C.V.-skolan* 346
125. *Korrelationer mellan AGT och Instrument 1—6, Lövsta, Sundbo, C.V.-skolan* 347
126. *Korrelationer mellan AGT och Instrument 3, 5 och 6. Lövsta, Sundbo, C.V.-skolan. Beskurna materialet* 348
127. *Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer. Lövsta + C.V.-skolan* 349
128. *Experimentella konfliktsituationer, Lövsta y 49—51/1956* 356
129. *Experimentella konfliktsituationer C.V.-skolan 49—50/1956* 357
130. *MMPI, Lövsta y 49—51/1956* 358
131. *MMPI, C.V.-skolan 49—50/1956* 359
132. *Ord-associationstestet, Lövsta 49—51/1956* 360
133. *Ord-associationstestet, C.V.-skolan 49—50/1956* 360
134. *Bi-seriala korrelationer, Lövsta y 1956 + C.V.-skolan 1956* 362
135. *Index och bakgrundsdata, Lövsta y* 375
136. *Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A. Lövsta y* 376
137. *Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A, Lövsta y, (instrument 1—6)* 376
138. *Index och bakgrundsdata, Sundbo y* 382
139. *Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A, Sundbo y* .. 383
140. *Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A. Sundbo y (instrument 3—6)* 384
141. *T-poäng i AGT och bakgrundsdata, Lövsta y och Sundbo y* 385
142. *Index och Personskattningar, Lövsta y* 391
143. *Sammansatta poängtal och personskattningar, Metod A, Lövsta y* . 393
144. *Index och Personskattningar, Sundbo y* 395
145. *Sammansatta poängtal och personskattningar, Metod A, Sundbo y.* 396
146. *T-poäng i AGT och personskattningar, Lövsta y, Sundbo y* 398
147. *Social prognos och bakgrundsdata, Lövsta y* 407
148. *Social prognos och bakgrundsdata, Sundbo y* 408
149. *Social prognos och nivåvärden, Lövsta y* 412
150. *Social prognos och nivåvärden, Sundbo y* 413
151. *Social prognos och personskattningar, Lövsta y* 415
152. *Social prognos och personskattningar, Sundbo y* 416

FIGURER

Fig.		Sid.
1 a.	*Diagram över uttalanden ang. »psykopati» (a)*	55
1 b.	*Diagram över uttalanden ang. »psykopati» (b)*	56
2.	*Intelligenskvotfördelningar i TM*	159
3.	*T-poängfördelningar i A.G.T.*	160
4.	*Reaktionstider*	189
5.	*Intravariabilitet*	190
6.	*Schema för reaktioner på figurerna i konfliktprovet*	205
7.	*Persistency*	231
8.	*BPI*	233
9.	*MMPI*	238
10.	*Resultat av personskattningar*	280
11.	*Medelvärden av T-poäng i de uttagna instrumenten (1—6)*	307
12.	*Medelvärden av vägda T-poäng. Metod A*	327
13.	*Fördelningar av vägda T-poäng. Metod A*	328
14.	*Medelvärden av vägda rå-poäng. Metod B*	334
15.	*Fördelningar av vägda rå-poäng. Metod B*	335
16.	*Medelvärden och fördelningar av index. Metod A*	351
17.	*Medelvärden och fördelningar av index. Metod B*	354
18.	*MMPI, Lövsta*$_{56}$*, C.V.*$_{56}$	357

BILDER

Bild		Sid.
1.	*Försöksanordning för Reaktionstidsbestämningar i komplexa valsituationer*	169
2.	*Försöksanordning för Experimentella konfliktsituationer*	204
3.	*Försöksanordningen å bild 2, sedd från fl:s sida*	205
4.	*Försöksanordning, MLS b) »Landskapet»*	248

INLEDNING

De brister i en ung människas sociala uppförande, som betecknats med termer som social missanpassning, beteenderubbning eller vanart, ha gjorts till föremål för många spekulationer, och olika försök till förklaring av orsakerna till dessa uppförandebrister ha presenterats. De förklaringar man kommit fram till, från skilda utgångspunkter, ge ingalunda entydiga svar på de uppställda frågorna, men visa att problemområdet är komplicerat.

Tvärsäkra påståenden om vanartens orsaker torde numera vara relativt sällsynta. Känslomässiga, opreciserade, moraliserande utsagor och generaliseringar ha avtagit i allvarligt syftande sammanhang.

I stället gå förklaringarna ofta ut på, att vanartens orsaker äro att söka i någon speciell sammansättning av det biologiska arvet, eller hos den sociala miljön, eller i en samverkan av dessa faktorer. Renodlade representanter för endera riktningen torde numera vara sällsynta, och samverkande arv- och miljöfaktorer framdragas oftast vid försök att utreda vanartens orsaker. Ringa värde ha givetvis teorier om vanartens orsaker, med mindre de kunna beläggas med empiriska data från undersökta vanartspopulationer.

Problem sammanhängande med vanart[1] återkomma ständigt i den

[1] Med vanart förstås här asocialt beteende hos ungdomar upp till 20-årsåldern. Jfr eng. »delinquency» eller »juvenile delinquency». Språkbruket är i eng. vacklande enär juv. delinq. ibl. användes för att poängtera att det är fråga om ett ungdomsklientel till skillnad från ett vuxenklientel. Enbart »delinquency» användes ibland i framställningar som avse yngre ålderskategorier. I Rivlin (1943) och Monroe (1950) användes termen Juv. delinq. som uppslagsord för dessa företeelser. Andra indelningsgrunder förekomma också. I kriminallagstiftningen i staten New York benämnes ungdomar under 16 år som begått brott »juvenile delinquents», i åldrarna 16—20 år kallas de »youthful offenders». Gesell et al. (1956) s. 470.

I Lindner & Seliger (1947) skriver William S. Sadler t. ex. (s. 130) »Since technically speaking, the term delinquency, — — —, is applied only to the offenses of young people under sixteen or eighteen and includes all offenses committed by them, the subject will be discussed largely from the adolescent standpoint». Men han fortsätter på nästa rad »The problems of juv. delinquency — — —».

I svenskt språkbruk är användn. enhetl. dvs avser end. yngre åldrar. Jfr lösdriveri, asocialitet el. dyl. för äldre kateg. Termen vanart definieras i forts. operationistiskt med utgångspunkt från lagtexter och samhällsreaktion.

allmänna uppfostringsdebatten. Vetenskapliga undersökningar inom detta område ha heller inte saknats. I regel har man i dessa undersökningar sökt klarlägga en del orsaker till, varför vissa ungdomar ej följa de beteende-normer, som i sociala sammanhang anses efterföljansvärda och som flertalet inom ålderskategorien ifråga också följer.

De etiologiska faktorer som undersökningarna kunnat påvisa som tänkbara orsaker till ett avvikande och av samhället icke önskvärt socialt beteende, rubricerat med varierande termer, omspänna vitt skilda orsakssammanhang. Ofta förekommande antaganden äro dock att vissa avvikelser i de ungas personlighet i riktning mot vad man kallat själslig abnormitet, psykopati, psykopatisk konstitution, psykopatisk personlighet el. dyl., i en del fall få tänkas vara viktiga etiologiska faktorer till vanartens uppkomst. *Sådana avvikelser kalla vi här personlighetsavvikelser.*[2]

De avvikelser i denna riktning man iakttagit, ha i regel diagnosticerats med hjälp av gängse, företrädesvis rent kliniska, metoder. Metoder, där man med hjälp av experiment eller utnyttjandet av interindividuella differenser[3] söker erhålla ökad kunskap, ha inom detta gebit mera sällan kommit till användning. Det sist sagda har speciell anknytning till svenska förhållanden, där såvitt bekant något egentligt försök i den senare riktningen inte gjorts tidigare.

Genom att de institutioner, som i vårt land företrädesvis omhänderha klientel, som i denna undersökning studerats, klientel som karakteriserats med termen »vanart»[4], de statliga skolorna tillhörande

[2] Vi ha valt denna neutrala term för att icke onödigtvis belasta framställningen med ofruktbara diskussioner om psykopatibegreppet, ett begrepp som länge varit föremål för hetsig debatt bland såväl psykiatriker som psykologer. Personlighetsavvikelser referera då till avvikelser från normalitet, med normalitet fattad i betydelsen under ii).

Begreppet normal kan ha åtminstone följ. tre betydelser:

i) normal i bet. av något man »bör» vara, »imperativ» betydelse;

ii) normal i motsats till patologisk el. abnorm;

iii) normal i bet. statistiskt medelvärde, statistisk betydelse. I empirisk psykologi har »normal» i regel denna betydelse.

[3] Distinktionen mellan experimentella, differentiella och kliniska metoder har gjorts i anslutning till Andrews (1948) och Ekman (1952). Om de differentiella metoderna säger den sistnämnda att »kontrollen över variablerna normalt är mindre aktiv än vid experimentella metoder». Det sagda har speciell anknytning till denna undersökning, som i princip är en fältundersökning, och där metodiken närmast är den differentiella. (Jfr Avh:s titel.)

[4] Beteckningen »vanart» refererar till i lagtexten (Barnavårdslagen § 22) använd terminologi, enär intagning å de statliga ungdomsvårdsskolorna föranstaltas av barnavårdsnämnd eller ungdomsnämnd, efter det att vissa i lagen föreskrivna åtgärder först vidtagits men befunnits ej leda till önskat resultat. Ansökan om

barna- och ungdomsvården (ungdomsvårdsskolorna), ha sökt att differentiera klientelet efter olika principer, har en möjlighet givits att undersöka och jämföra de på ett eller annat sätt uppkomna grupperna av elever tillhörande olika skolor, dels inbördes och dels i förhållande till stickprov av normalpopulationer i motsvarande åldrar. En princip efter vilken differentiering sker, är att till vissa skolor remittera de »själsligt abnorma» eller de s. k. psykopaterna.[5] Remiss till sådan skola kan ske antingen direkt eller först efter vistelse på annan ungdomsvårdsskola.[6]

Proportionen direkt remitterade till specialanstalt för psykopater, med bedömning efter insända handlingar på psykiatriska indikationer, i förhållande till den del av klientelet som remitterats till specialanstalten efter vistelse å skola avsedd för normala (el. i undantagsfall för debila), för i denna undersökning ingående elevgrupper, redovisas i avsnittet om de egna undersökningarna.

Vi avse i detta arbete att jämförande undersöka, dels grupper av å skola för själsligt abnorma (psykopater) fostrade vanartiga, dels å skola för normala intagna elever, jämte några kontroll- och jämförelsegrupper. Tanken är därvid, att de personlighetsavvikelser som inrymma bl. a. begreppet psykopati och deras relation till den form av asocialt beteende som här erhållit beteckningen vanart, skola komma att ställas i ny belysning genom användning av en kvantitativ metodik. Avsikten är vidare att söka komma fram till ett batteri av test eller experimentella förfaranden, som tillåter individuella nivåbestämningar

---

intagning göres av barnavårdsnämnd el. motsvarande till Socialstyrelsens skolbyrå som efter en bedömning av fallet på grundval av insända handlingar hänvisar till lämplig skola. Intagning sker således centralt.

I översikten av den utländska litteraturen ang. »psykopati» och vanart kan givetvis inte definitionen strängt upprätthållas, utan får anpassas att gälla ingripande från Bvn motsvarande myndigheter, administrativa eller judiciella. I de anglosaxiska länderna, USA jämte ett flertal kontinentala länder sker ingripande mot ungdomar ofta via judiciella myndigheter, ungdomsdomstolar (juvenile courts el. motsvarande). Med vanart (delinquency) förstås då i regel ungdom som blivit föremål för ett sådant ingripande. En jämförelse mellan ungdomsdomstolar (juvenile courts) av den i angloamerikanska länder vanliga typen och de svenska barnavårdsnämnderna har givits av Sellin (1949).

[5] Beteckningarna hänför sig till formulär, fastställt av Kungl. Socialstyrelsen (Nr 4313 — Kommunaktiebolaget), »Läkarutlåtande för intagning å skola tillhörande barna- och ungdomsvården». Följande slag av skolor upptages där: skola avsedd för a) psykiskt normala b) debila (hjälpklassmässiga) c) själsligt abnorma (psykopater). I ett nytryck av formuläret (Nr 661 — Sv. Fattigvårds- o. barnavårdsförbundets blankettexp.) användas motsvarande beteckningar.

[6] Författaren har av skolbyråchefens förre rådgivande psykiater, bitr. ungdomsvårdsskoleinspektören, framlidne dr B. Sjödén, erhållit den muntliga upplysningen

i fråga om graden av personlighetsavvikelse från en normalgrupp i riktning mot en grupp, karakteriserad som själsligt abnorm (»psykopatisk»). Dessa nivåvärdens samband med på annat sätt inhämtade data om individen, i vad gäller bl. a. uppväxtförhållanden, lärarbedömningar och social prognos komma vidare att studeras.

Innan vi gå vidare må det vara berättigat att redan i inledningen nämna något om begreppet psykopati. Detta begrepp har utformats inom vuxenpsykiatrien långt innan någon barnpsykiatri i egentlig mening fanns till, och långt innan den allmänna psykologien började intressera sig för de individuella differensernas psykologi och försökte taga dessa differenser till hjälp för att söka lösa diagnostiska problem inom personlighets- och abnormpsykologi. I regel har, i den mångskiftande bild som litteraturen om psykopatibegreppet erbjuder, begreppets konstitutionella förankring starkt betonats. Även om termen konstitutionell kan ha skiftande betydelse inrymmer den i alla händelser tanken på något av anlag betingat. Ett vanligt kriterium på att något är anlagsbetingat, har man i regel ansett vara, att detta något, förutom viss konstaterad ärftlighetsgång, uppträder tidigt och är i ringa utsträckning modifierbart. Att ett beteende ej går att modifiera bör först kunna konstateras när alla rimliga möjligheter till modifikation äro uttömda. Härav följer, att då begreppet psykopati användes som diagnos å ungdomar, vars personlighetsutveckling ännu inte kan antagas vara avslutad, sannolikheten talar för att *om* diagnosticeringen är vansklig redan när det gäller vuxna, och detta framhålles i regel, så bör den vara det i ännu högre grad när det gäller outvecklade ungdomar.[7]

---

att c:a 50 % av alla remisser sker direkt och c:a 50 % först efter viss tids vistelse å för normala avsedd skola med indikation »grav missanpassning till för normala avsedd miljö».

[7] »Diagnosen psykopati er derfor kun berettiget i barnealderen i de tilfælde, hvor man med sikkerhed kan henføre barnets abnorme reaktionsmaader, dets 'daarlige' opførsel til et medfødt anlæg, og de tilfælde indtræffer erfaringsmæssigt meget sjældent.» Lomholt, (1948, s. 109).

Kritik mot begreppet och dess användning har riktats från olika håll. Några få exempel kunna nämnas redan här.

En skarp vidräkning med psykopati-begreppet gör Gerle i sina båda arbeten: »Psykopatibegreppets bankrutt», Lund 1947 och »Personlighetsanalys och psykopatkliché», Sthlm 1955, där han säger sig vilja avskaffa begreppet och i stället karakterisera individerna med hjälp av Sjöbrings diagnostiska metoder. Kinberg har i en art. i The Journal of Mental Science, Jan. 1947 »On the concepts of psychopathy and the treatment of so-called 'psychopaths'» varit inne på samma linje. En liknande inställning företräder även förf. till art. »psykopati» i Sv. socialt lexikon, Uddevalla 1949 under red. av Höijer (förf. el. signatur för art. ej utsatt) där beträffande »psykopati» följande säges: »Termen användes för att beteckna vissa slag

Varje tanke på att det klientel å anstalt för själsligt abnorma vanartiga, som vi använt oss av för att belysa problemet vanart och personlighetsavvikelser, skulle utgöra en kliniskt väl diagnosticerad grupp, jämförbar med t. ex. en grupp paralytiker, får därför uteslutas trots att diagnosen »psychopathia», eller därmed jämförbar diagnos, förekommit i vissa av de av oss använda populationerna från specialanstalten för själsligt abnorma i nära 90 procent av fallen. Men vi anse samtidigt att denna population är den enda tänkbara att välja vid ett studium av de problem som i detta arbete komma att uppställas. För de manliga »psykopatiska» elevernas vidkommande var denna specialanstalt inom ungdomsvårdsskoleorganisationen, vid undersökningarnas genomförande, den enda i sitt slag, varför något val olika anstalter emellan inte behövt övervägas. Våra egna undersökningar avse endast manligt klientel. (Jfr Avh:s titel.)

I och med valet av ovannämnda kategori ungdomsvårdsskoleelever har man utsikt att erhålla med den jämförbara grupper av andra vanartiga (»psykiskt normala») som vistas i en mycket nära lika yttre miljö och där den dagliga rutinen i stort sett är densamma. Grupperna »vanartiga psykopater», »psykiskt normala vanartiga» och »normala icke-vanartiga» bli på detta sätt i samhället faktiskt existerande skilda kollektiv och möjliggöra därmed en hyfsning av validitetsproblemet vid de egna empiriska undersökningarna.

Vi utgå från antagandet att de som vistas å anstalt för »psykopatiska vanartiga», som grupp betraktad, förutom att de visat vanartstendenser, också böra uppvisa personlighetsavvikelser av sådant slag som man ansett ha att göra med vad man kallat psykopati. De i denna grupp som erhållit diagnosen »psychopathia» eller därmed ekvivalent diagnos, beaktas dock speciellt i det följande.

Ehuru inga hållbara skäl tala för att de använda »normala» vanartsgrupperna icke skulle kunna innefatta även vissa »psykopatiska» fall liksom inte heller den möjligheten kan uteslutas, att det i jämförelsegrupperna av »normala icke vanartiga», fall av »psykopati» kan ha förekommit, anse vi dock att det antagandet även kan uppställas, att *om* det skall ligga någon mening bakom uppdelningen av ungdomsvårdsskoleeleverna i karakterologiskt hänseende, så böra de »normala

av psykiska rubbningar, som antas vara arvsbetingade utvecklingsrubbningar vilka hänför sig till organen för känslo-, drift- och viljeliv. Termen är dock föga upplysande och ofta missvisande, varför den alltmera utmönstras. I stället användes numera ofta begreppet *karaktärsneuroser*, varmed menas kvarstående reaktionsbildningar från barndomstiden som trotsinställning osv» (Ibid. s. 411). Att begreppet dock fortfarande har stark livskraft visas bl. a. av det »Betänkande angående psykopatvård m. m.» som avgavs av 1947 års psykopatvårdsutredning (SOU 1952:46).

vanartiga» vara mindre avvikande från normalitet i sin personlighetsutrustning än de »själsligt abnorma vanartiga». Antagandenas giltighet kommer nu att bli föremål för empirisk prövning.

Huvudproblemet i vår undersökning är detta; kan man finna några kvantitativa psykologiska skillnader mellan en som »själsligt abnorm» eller »psykopatisk» karakteriserad vanartsgrupp å ena sidan och en som »icke-psykopatisk» el. »psykiskt normal» betecknad vanartsgrupp å den andra och mellan båda grupperna i sin tur jämförda med grupper av icke-vanartiga individer ute i samhället, utvalda med hänsyn till representativitet i vissa avseenden? Vidare, kunna eventuella differenser anses vara förknippade med de undersöktas personlighet?

De individer som varit föremål för våra studier utgöras bl. a. av olika grupper elever tillhörande ungdomsvårdsskolorna. Det synes därför vara lämpligt att först ge en kortfattad översikt av ungdomsvårdsskoleorganisationens utveckling med speciell inriktning på frågan om hur tanken på ett avskiljande av de som »själsligt abnorma» el. »psykopatiska» betecknade eleverna från de vanliga ungdomsvårdsskolorna har uppstått, och vilka vägar man gått för att klassifikatoriskt och organisatoriskt söka lösa detta differentieringsproblem.

DEL I

ÖVERSIKT OCH ANALYS

AV

PROBLEMOMRÅDET

Kapitel I

UNGDOMSVÅRDSSKOLORNA OCH DE PSYKISKT ABNORMA

Differentieringen av elever mellan de olika ungdomsvårdsskolorna sker efter olika principer. En sådan princip är att till vissa specialskolor avskilja de som psykiskt abnorma betecknade eleverna. Huru dessa principer utformats och motiverats framgår av följande kortfattade historik. En översikt av den nuvarande organisationen, med tonvikten lagd på differentieringsproblemet, avslutar kapitlet.

1. Kortfattad historik över ungdomsvårdsskoleorganisationens utveckling med särskild hänsyn till differentieringen av de psykiskt abnorma[1]

Sedan lång tid tillbaka[2] har det i vårt land funnits speciella inrättningar för omhändertagande, vård och fostran av asocial ungdom (eller med äldre lagteknisk terminologi, »vanartade och i sedligt avseende försummade»).[3]

I numera gängse terminologi användes ofta även beteckningarna socialt missanpassad ungdom, ungdom med sociala uppförandebrister eller ungdom med beteenderubbningar.[4]

[1] För en utförligare historik av ungdomsvårdsskolorna (f. d. skyddshemmen) jämte skyddshemsfrågans behandling vid olika riksdagstillfällen hänvisas till SOU soc. dep. 1935: 35, 1954: 5 och Lindblom (1954).

[2] Tidigast var Råby räddningsinstitut (vid Lund) som uppfördes 1839. Psyk. ped. uppslagsbok, art. »Skyddshem» s. 1690. Enligt Lund (1921) s. 8, upprättades Råby 1838. För en historisk översikt ang. ungdomsbrottslighet och vanart i Sverige i äldre tider hänvisas till Lund (1921) och Lindblom (1954).

[3] Enl. lag av den 13 juni 1902 cit. efter SOU 1935: 35 soc. dep. s. 15. Ej att förväxla med lagstiftning ang. minderåriga förbrytares behandling, el. lag om tvångsuppfostran. Sistnämnda lag är numera ur kraft och anstalten för tvångsuppfostran, Bona, är nedlagd. Denna kategori ligger därför utanför denna undersöknings ram.

[4] »Information för ungdomsvårdsskolorna» Nr 2, 1949, s. 1.

Dessa inrättningar ha drivits under olika benämningar såsom räddningsinstitut, ungdomshem eller skyddshem.

Den sistnämnda beteckningen användes tidigare som gängse benämning på de institutioner, varom det här är fråga, och har så gått in i det allmänna medvetandet, att den ibland användes än idag, trots att termen officiellt avskaffats.

Sociala reformsträvanden i början av 1930-talet, med stark accentuering på kriminalitetsproblem och speciellt på frågan om samhällets behandling av vanartad ungdom, ledde bl. a. till att namnfrågan togs upp till diskussion. Man ansåg att namnet »skyddshem» på grund av vissa som uppenbara missförhållanden betecknade händelser[5], i allmänhetens öron fått en »dålig klang» och därigenom kommit att utgöra en belastning i fostringsarbetet bland de omhändertagna eleverna. I stället infördes följande beteckningar, i vilka anstaltens karaktär samtidigt angavs.[6]

A. Skolhem för flickor resp. pojkar i skolåldern.
B. Yrkeshem för pojkar och hemskolor för flickor med normal intelligensnivå som slutat folkskolan.
C. Jordbrukshem för pojkar resp. flickor som i intellektuellt avseende befinner sig på hjälpklasstadiet (ej sinnesslöa) samt gått ut folkskolan.
D. Ungdomshem för manlig resp. kvinnlig ungdom i 18—21-års ålder som omhändertagits enl. § 22 mom. d) i barnavårdslagen.[7]
E. Hem för själsligt abnorma pojkar resp. flickor i alla åldrar upp till 21 år.

En statlig utredning, 1934 års skyddshemssakkunniga, föreslog att staten principiellt skulle övertaga ansvaret för all skyddshemsverksamhet, ett förslag som antogs vid riksdagarna 1936 och 1937.[8] Som en följd av detta beslut infördes den ovan skisserade organisationen med angivna kategorier av anstalter. Längre tillbaka hade i regel enskilda stiftelser eller föreningar varit huvudmän för anstalterna, men genom 1902 års lag ålades landsting och städer som ej deltogo i landsting att var för sitt område upprätta och underhålla skyddshem, i den mån sådana erfordrades, för att mottaga barn från respektive område.[9]

De föreburna skälen till ett förstatligande voro flera. Såsom brister i den tidigare organisationen nämna 1934 års sakkunniga bl. a. den stora

[5] Se här t. ex. Kleen: »Skyddshemmen», Sthlm 1936, jämte artiklar i pressen; »Fallet Norrgård» STD 17.5.35 m. fl. artiklar.

[6] Psyk. ped. uppslagsbok, art. »Skyddshem» s. 1690.

[7] BVL § 22 mom. d) lyder: — — — »Person i åldern 18—21 år som befinnes föra ett oordentligt, lättjefullt el. sedeslöst liv och beträffande vilken särskilda åtgärder från samhällets sida krävs för hans tillrättaförande.» — Omhändertagande för övriga kategorier sker i regel enl. BVL § 22 mom. c): »Barn under 18 år, som befinnes vara så vanartat, att särskilda uppfostringsåtgärder krävas för dess tillrättaförande.»

[8] SOU 1935: 35 s. 53.

[9] Ibid. s. 13.

åldersskillnaden mellan eleverna i samma skyddshem och den långa vistelsetiden för vissa elever (ibland upp till 9—10 år!), det sistnämnda i viss mån beroende på, att å de vanliga hemmen funnos åtskilliga som »psykiskt abnorma» betraktade elever, vilka ofta måste kvarhållas oskäligt länge på grund av deras oförmåga att försörja sig.[1] Frånvaron av tillräckligt antal elever i skolpliktig ålder för att kunna ordna en från ekonomiska synpunkter tillfredsställande organisation av undervisningen påpekas även. Vidare framhålles svårigheterna att erhålla en differentierad yrkesutbildning, lämpad efter varje enskild elevs personliga förutsättningar och intressen, inom den dåvarande organisationen. Ett system med »clearing» av elever hemmen emellan trodde man, av olika anledningar, skulle vara svårt att genomföra i praktiken.

Stort utrymme i kritiken av det tidigare rådande systemet ägna de sakkunniga åt frågan om vården av de »*psykiskt abnorma*».

Genom att följa denna frågas behandling kan en bild erhållas av hur kategorien »*psykiskt abnorma vanartiga*» har uppstått och kommit att utgöra den specialgrupp inom ungdomsvårdsskoleklientelet som gjort det möjligt för oss att undersöka grupper med föregivna karakterologiska olikheter, men fostrade inom samma skolorganisation och under mycket likartade yttre miljöbetingelser.

Tidigare nämndes att de sakkunniga påpekat förekomsten av »psykiskt abnorma» elever å de vanliga skyddshemmen, en kategori som enligt gällande statuter icke borde vårdas å dessa hem. De »psykiskt abnorma» förutsattes vara överförda till åkerbrukskolonien Hall[2] med vilken anstalt avtal träffats om vården av, förutom »äldre vanartade och svårt vanartade yngre gossar», även de »psykiskt abnorma».[3] Denna Hall-anstaltens uppgift fanns inrymd i 1924 års barnavårdslags bestämmelser.[4]

I 1935 års betänkande uttalas en förmodan att orsaken till att den differentiering av klientelet, som bestämmelserna syftat till, i stor utsträckning uteblivit, var att söka i det förhållandet att Hall-anstalten saknat möjlighet att ensam tillfredsställande fylla de densamma ålagda mångskiftande uppgifterna och sålunda icke kunnat förvärva det erforderliga förtroendet. »De gossar», säges i betänkandet, »som rätteligen bort sändas till Hall, hava därför mången gång hellre överlämnats till eller behållits å andra skyddshem.»[5]

---

[1] Ibid. s. 35.

[2] Öppnad 1876 av den år 1873 stiftade »Föreningen till minne av Konung Oscar I och Drottning Josephine» och startad som »förbättringsanstalt för unga personer, vilka av polis- eller kommunalmyndigheter hos föreningen anmälas». SOU 1937: 46 soc. dep. s. 9.

[3] Med »psykiskt abnorma» avser man här med all tydlighet såväl intellektuellt efterblivna som »själsligt abnorma» (psykopater). Jfr SOU 37: 46 s. 8.

[4] Det säges där att staten svarar för skyddshemsvården åt åldersgruppen 15—18 år samt åt »svårare vanartade i yngre åldrar jämte vanartade som var behäftade med kropps- eller sinnessjukdom, vanförhet el. annan kroppslig el. andlig brist el. svaghet».

[5] SOU 1935: 35 soc. dep. s. 36.

Den differentiering som här åsyftas skulle alltså ske med hänsyn till de omhändertagnas psykiska särart och med denna sammanhörande individuella möjligheter att tillgodogöra sig undervisning, utbildning, fostran och vård, och i princip *icke* med hänsyn till asocialitetens aktuella uttryck t. ex. i vissa typer eller grader av brott eller vanart. Dock ansågs att svårare vanartade elever, vilka icke kunde fostras å yrkeshem, skulle remitteras till allmänna uppfostringsanstalten å Bona, under förutsättning att eleven tillhörde för anstalten avsedd ålderskategori.[6]

De manliga »psykiskt abnorma» eleverna skulle placeras å Hall, som efter omorganisation skulle göras mer lämpad för denna speciella vårduppgift, bl. a. genom inrättandet av en »särskild avdelning för observation av sådana elever, rörande vilkas rätta behandling tvekan kan råda».[7] Frågan om den närmare organisationen av vården av de »psykiskt abnorma» överlämnade de sakkunniga till särskild expert[8] i och för utredning. Då denna expertutredning inte blev slutförd innan betänkandet avgavs, ehuru de sakkunniga underhand informerats om den tilltänkta specialanstaltens utformning, ställdes planerna rörande denna vårduppgift tillsvidare på framtiden och ansågs kunna komma att bli föremål för ytterligare prövning och då i ett större sammanhang.[9]

En av grundprinciperna för det reformarbete på skyddshemsvårdens område, som det här citerade betänkandet skjuter i förgrunden är, att skyddshemselevernas utbildning och framför allt då yrkesutbildning bör göras så god som möjligt, detta ej enbart av anstaltspedagogiska skäl, utan även med tanke på den framtida försörjningsdugligheten.[1] För den skull måste de som ej ansågos kunna tillgodogöra sig denna, som man tänkte sig, väl kvalificerade utbildning, bl. a. de »psykiskt abnorma», skiljas från de för psykiskt normala» avsedda hemmen.

Sak samma gällde om den kategori som i betänkandet kallas »psykiskt efterblivna». Även denna grupp hade tidigare, i organisatoriskt avseende, tillhört Hall-anstalten (för de manliga elevernas vidkommande), men av olika skäl hade de vanliga skyddshemmen i många fall tagit emot och behållit eleverna tillhörande denna kategori. De efterblivna borde ej, ansåg man, i fortsättningen behållas å eller överföras till Hall, utan istället hänvisas till särskilda hem för efterblivna och i varje fall borde de ej efter avslutad skolgång genomgå yrkesutbildning å de vanliga yrkeshemmen inom skyddshemsorganisationen.

Frågan om vården av de »*psykiskt abnorma*» upptogs ånyo ett par år senare.[2] Utredningsuppdraget för de härtill utsedda sakkunniga var från början begränsat till att gälla utformandet av den redan beslutade anstalten för »psykiskt abnorma manliga skyddshemselever», men utvidgades sedermera till att omfatta även andra uppgifter.[3]

---

[6] Ibid. s. 55.

[7] Ibid. s. 55.

[8] O. Kinberg.

[9] SOU 1935: 35 soc. dep. II s. 10.

[1] Jfr förhållandena på arbetsmarknaden under 30-talets lågkonjunktur.

[2] I »Betänkande och förslag rörande vården av självsligt abnorma manliga skyddshemselever samt av vanartade sinnesslöa gossar m. m.» SOU 1937: 46 soc. dep.

[3] Beslutet fattades av 1936 års riksdag och trädde i kraft från och med 1 juli s. å. Hall-anstalten tilldelades även nu denna uppgift.

Dessa sakkunniga framhålla att en bestämd uppdelning bör göras mellan å ena sidan sinnesslöa och å andra sidan i egentlig mening själsligt abnorma (psykopater).[4] De framhålla vidare att en institution för den sistnämnda kategorien, en *psykopatanstalt*[5], skulle fylla ett länge känt behov för skyddshemmens del, men poängtera samtidigt att en sådan institution om möjligt borde söka tillgodose vårdbehovet för alla »asociala minderåriga psykopater» från hela landet oavsett vilka formella omständigheter som föranlett deras omhändertagande.[6] Det påpekas däremot med skärpa att denna psykopatanstalt *icke* borde befatta sig med vanartade sinnesslöa, liksom de senare ej heller, som tidigare ofta skett, borde få förekomma å skyddshemmen.[7]

Som allmän princip för avskiljningen av sinnesslökategorien, med referens till »allmän erfarenhet inom pedagogiken», uppställa de sakkunniga en intelligenskvot understigande 70, men betona samtidigt att den omhändertagnes »allmänna personlighetsutveckling», hans »kroppsliga utveckling» och »praktiska duglighet» osv får tagas i beaktande vid bedömningen. Dock anses att en elev med en kvot understigande 65 under inga förhållanden bör mottagas å skyddshem och då ej heller å den planerade psykopatanstalten. En kategori som de sakkunniga även ansågo höra hemma å denna anstalt var de skyddshemselever som företedde »psykiska defekttillstånd efter genomgångna sjukdomar och skallskador, karaktärsförändringar efter sömnsjuka och liknande rubbningar i det psykiska tillståndet» samt slutligen »vissa kroppsligt sjuka som krävde en noggrann daglig medicinsk tillsyn».

Man räknade också med att behöva inrätta en sluten avdelning för vård av sådana elever, som av vissa skäl inte kunde vårdas å den annars i princip öppna anstalten. Men en sluten avdelning skulle inte upprättas från början, utan först sedan vissa erfarenheter vunnits rörande behovet av densamma. Detta emedan man i betänkandet utgår ifrån, »att elev, som på grund av höggradig konstitutionell psykopati visat sig fullständigt okorrigerbar eller höggradigt farlig, utan dröjsmål överföres till specialavdelning inom sinnessjukvården».[8]

En anstalt av det slag de sakkunniga här skissera, med vårduppgifter för »juridiskt sett heterogena grupper, men som psykologiskt täcka varandra

---

[4] SOU 1937:46 soc. dep. s. 8.

[5] Benämningen de sakkunnigas. Se SOU 1937:46 soc. dep. s. 15.

[6] Ibid. s. 15.

[7] De vanartade sinnesslöa skulle omhändertagas å den i samma betänkande under utredning varande Salbohedsanstalten.

[8] SOU 1937:46 soc. dep. s. 30.

När den föreslagna anstalten, Lövstahemmet, sedermera kom till utförande, uppfördes efter ett par år en sluten avdelning (avd. »Åsen»), som dock av byggnadstekniska och personella orsaker ej i egentlig mening fungerat som sluten, utan snarare som halvöppen eller t. o. m. helt öppen avdelning, alltefter beskaffenheten av det för tillfället till avdelningen förlagda klientelet. Ett förslag till ombyggnad har framlagts (se »Information» nr 3 1949 s. 17) och blev sedermera genomfört. Detta förhållande har för denna undersöknings del kommit att innebära att vissa av de som »höggradigt psykopatiska» betecknade fallen ej vistats inom ungdomsvårdsskoleorganisationens ram och undersökningen av samtliga vanartsfall är begränsad till nämnda klientel.

och psykopatologiskt bestå av ungefär likvärdiga fall» och med en beläggningssiffra av 150—200, låg emellertid utanför de åt de sakkunniga meddelade direktiven, varför dessa istället begränsade sitt förslag till att gälla vårdmöjligheter för »själsligt abnorma manliga skyddshemselever», dock med hänsyn tagna till en möjlighet av framtida utvidgning av anstaltens vårduppgifter. Som lämplig förläggning för en anstalt för det »psykopatiska» skyddshemsklientelet föreslogs kronoegendomen Lövsta i Trosa-Vagnhärads socken.[9]

Vi ha härmed tecknat förhistorien till uppkomsten av »Statens anstalt för själsligt abnorma manliga skyddshemselever, Lövsta-hemmet, Vagnhärad» (fr. o. m. den 1/7 1946 kallad Lövsta skolhem och yrkesskola), vars klientel utgjort verklighetsunderlaget för i vår undersökning såsom »psykopatiska» betecknade vanartsgrupper. Anstalten iordningsställdes under år 1940 och i juli s. å. överfördes den första kontingenten »psykopatiska vanartiga» elever från den gamla anstalten för dessa, Hall.[1]

2. Nuvarande läge

Av vikt för diskussionen om det i vår undersökning ingående klientelets sammansättning är, att anstalten för s. k. psykopater fick sig tilldelad den mindre uppgiften att fungera som specialanstalt inom skyddshemsverksamheten och ej kom att i organisatoriskt hänseende intaga någon särställning i förhållande till övriga skyddshem, annat än i vad gäller vissa vård-, personal- och förläggningsdetaljer.

Ett övervägande huruvida socialstyrelsen eller medicinalstyrelsen (den sistnämnda styrelsen, enl. de sakkunniga, från vissa synpunkter den närmast till hands liggande instansen) skulle vara överordnad myndighet för specialanstalten avgjordes till förmån för socialstyrelsen med motivering att »ej sönderbryta skyddshemsorganisationen». Någon utvidgning av Lövsta-

Dessa fall har således inte varit åtkomliga. Då de måste betecknas som »grava» skulle de måhända ha påverkat resultaten i diskriminerande riktning. Procenten remisser till sinnessjukhus för använda grupper redovisas i det följande. Vanligast gå remisserna till specialavdelningarna vid S:t Sigfrids sjukhus, Växjö och Sidsjöns sjukhus, Sundsvall. Sedan ett par år tillbaka är en helt sluten avdelning. »Specialen» i bruk å Lövsta, varvid »Åsen» övergått till att vara helt öppen avdelning.

[9] Ibid. s. 29.

[1] I SOU 1954:5 heter det (sid. 32): »Lövsta är avsett för elever i och över skolpliktig ålder vilka på grund av psykisk abnormitet bör stå under särskild läkartillsyn.»

anstalten till att omfatta arbetsuppgifter utanför ungdomsvårdsskoleorganisationen har tills dato icke skett, även om den utvidgat antalet vårdplatser från ursprungliga 60 till f. n. c:a 83, men med till ursprunglig kategori ungdomar begränsade vårduppgifter.

I och med skyddshemsinspektionens ombildande till en särskild byrå, socialstyrelsens skolbyrå, avskaffades namnet skyddshem även som samlingsnamn för här skildrade slag av anstalter och ersattes med termen ungdomsvårdsskolor. Samtidigt förändrades[2] namnen på de enskilda anstalterna från yrkeshem och hemskola till yrkesskola[3] (för såväl manl. som kvinnl. elever). Beteckningen skolhem kvarstod dock som namn på anstalter för elever i skolpliktiga åldrar.

När i fortsättningen talas om skolhem avses institution inom ungdomsvårdsskoleorganisationen avsedd för elever t. o. m. 15 års ålder. Med yrkesskola avses institution för elever fr. o. m. 15 år och uppåt.[4] När Lövsta skolhem och yrkesskola avses, användes i det följande den de facto existerande förkortningen Lövstaskolan.

För närvarande finnas sju skolhem för psykiskt normala, varav ett för flickor. De övriga äro avsedda för enbart pojkar. Tre av pojkhemmen äro s. k. dubbelskolhem och ha en beläggningskapacitet av c:a 50 elever vardera. Vid de övriga tre ligger elevantalet mellan 20 och 30.

Likaså finnas sju yrkesskolor för manliga psykiskt normala elever. Skolor finnas också för kvinnliga psykiskt normala elever över skolåldrarna. Viss differentiering av klientelet, med hänsyn till bl. a. intelligensutveckling, äger rum dessa skolor emellan.

Utom nämnda skolhem och yrkesskolor finnas två som benämnas specialskolor för psykiskt särartade och därför särskilt svårskötta elever, Lövstaskolan för manliga och Ryagården för kvinnliga elever.[5] I formulär, fastställt av Kungl. Socialstyrelsen (Nr 661), karakteriseras skolorna som avsedda för a) psykiskt normala b) debila och c) själsligt abnorma (psykopater), där Lövstaskolan utgör den enda i landet av kategori c), avsedd för manliga elever.

[2] Fr. o. m. 1/7 1946.

[3] Skälet till användningen av benämningen yrkesskola var bl. a. att i och med detta betona den meddelade utbildningens likvärdighet med den som meddelades i de under Överstyrelsen för yrkesutbildning sorterande skolorna, bl. a. de centrala verkstadsskolorna. [Detta skedde dock inte utan ett visst motstånd från Överstyrelsens sida. (I remissvar till bet. ang. den nya organisationen.)]

[4] Undersökningen är begränsad till för skolhemspopulationerna åldrarna 10—15 år, och för yrkesskolepopulationerna åldrarna 15—20 år. Med användning av denna princip har praktiskt taget hela ungdomsvårdsskoleorganisationens åldersområde täckts, elever under 10 år och över 20 förekomma sällan. I något enstaka fall har dock elev över 20 år medtagits, vilket även ledes beaktats vid uttagningen av jämförelsegrupperna.

[5] Lindblom (1954) s. 34—36.

Kapitel II

VANART OCH S.K. PSYKOPATI

Vi ämna i detta kapitel icke granska den synnerligen rikhaltiga litteraturen om vanart i sin helhet. Relevant för problemställningen är dock att undersöka den roll man ansett den s. k. psykopatien spela i samband med vanarten.

I fortsättningen behandlas något mera ingående de svenska originalundersökningar av vanartsproblem som utförts. Skälen härför äro att dessa i regel företagits å individer tillhörande samma kategori populationer som våra egna undersökningar avse, och att framlagda data fördenskull tillåta något så när relevanta jämförelser med egna resultat, samt dessutom att den metodik som använts kan studeras i relation till den av oss använda och därmed ge en uppfattning om, huruvida våra egna metoder, vidkommande svenska förhållanden, i princip innebära något nytt.

Beträffande den s. k. psykopatiens symptomatologi har man starkt betonat anpassningssvårigheter till den sociala miljön och ofta låtit dessa ingå i definitionerna av psykopatibegreppet. Däremot har man i regel inte antagit att vanarten nödvändigtvis är förknippad med »psykopati». En genomgång av litteraturen om vanartsproblem bör kunna ge besked om »psykopatiens» roll i sammanhanget.

Frekvens av »psykopati» i olika vanartsklientel och metoder för bestämning av densamma

I detta avsnitt granskas »psykopatien» med utgångspunkt från konventionella undersökningar rörande vanartsproblem. Intresset kommer då främst att inriktas på hur man i olika vanartspopulationer ansett sig kunna rubricera vissa individer som »psykopatiska», och hur stor frekvens av sådana man funnit i olika undersökningar.

Då vår undersökning emellertid är av principiellt kvantitativ och differentialpsykologisk natur, kommer huvudintresset i vår översikt

dock att riktas mot de kvantitativa undersökningar av problem, sammanhängande med vanart och personlighetsavvikelser som tidigare ha utförts. Dessa redovisas i Kap. IV.

NÅGRA REPRESENTATIVA UNDERSÖKNINGAR RÖRANDE VANART

Med syfte att nå en överskådlig framställningsform ha vi upptagit de inhemska undersökningarna för sig och de utländska för sig. De inhemska äro inte flera än att hela fältet i och med de refererade arbetena nästan helt och hållet kunnat täckas. Annorlunda förhåller det sig med de utländska, ifråga om vilka synnerligen sträng sovring måste ske, om uppgiften skall kunna begränsas. Översikten av litteraturen beträffande de sistnämnda undersökningarna har främst tagit sikte på områden, som mer direkt haft samband med våra tidigare uttalade problemställningar. För skälen till en fylligare behandling av de inhemska arbetena har det tidigare redogjorts.

A. Inhemska undersökningar

Av de svenska undersökningar rörande vanart, vilka i kronologisk ordning upptagas här till behandling, har den första (1918) utförts av en pedagog (psykolog) och de övriga av medicinare.

a. LUND[1] (1918) företog åren 1914—1918 en undersökning med syfte att klarlägga orsakerna till ungdomsasocialiteten. Undersökningen byggde på ett material bestående av:

1. 175 kriminella gossar som den 25/8 1914 voro intagna å en centralanstalt. (Hall.)
2. Parallellmaterial.
3. Ett speciellt material för att söka fastställa vissa eventuellt ärftliga faktorer.

De 175 Hall-internerna karakteriserar Lund som »grovt vanartade». Undersökningens egentliga kärna utgöres av dessa 175 »fall» och övriga grupper tjäna som jämförelsematerial och för att styrka vissa uppgifter. Jämförelser kunde sålunda ske mellan grupper av »grovt vanartiga», vanartiga och icke vanartiga.[2]

Lund använde följande tre huvudmetoder:[3]

[1] Dåvarande direktör för uppfostringsanstalten Hall.

[2] Lunds undersökning var den första större av detta slag i vårt land och med tanke på den snabba utveckling som ägt rum inom psykologien från 1918 och tills dato får naturligtvis en viss försiktighet iakttagas vid tolkandet av hans resultat. Om författarens terminologi gäller, att den får ses i sitt historiska sammanhang.

[3] Ibid. s. 11.

1. Ett större material bestående av elever å samtliga anstalter vid tidpunkten ifråga bearbetades statistiskt med hänsyn till vissa data.
2. En speciell kategori (Hallklientelet) gjordes till föremål för biografiska och »individualitetsanalytiska» studier.
3. Den tredje metoden, som enl. Lund ditintills inte använts vid studier av detta slag, bestod i att uppsöka ett parallellmaterial av icke-kriminella i och för jämförelse med de övriga grupperna.

Vid en jämförelse mellan den statistiska och den biografiska metoden, finner han den statistiska metoden i stort sett föga givande vid ett sökande efter brottslighetens orsaker. Han anser att man vid undersökningar enligt den statistiska metoden alltför litet skilt mellan de siffror undersökningen frambringat och dessa siffrors kausala värde. Så har man exempelvis vid en del undersökningar nöjt sig med att fastställa procenttalet »psykiskt mindrevärdiga» och sedan utan vidare dragit den slutsatsen, att ett lika stort procenttal av de undersökta blivit asociala *på grund* av denna psykiska mindrevärdighet. Lund anser att ett sådant förfaringssätt kan leda till högst missvisande resultat och att den »biografiska» eller »psykografiska» metoden i sådana fall skulle vara lämpligare. Beträffande båda dessa metoder anser han dessutom att de böra jämföras med resultat erhållna genom studium även av icke-kriminella individer, vilket Lund för sin del också sökt iakttaga.[4]

De 175 Hall-internerna fördelade sig med hänsyn till bostadsort:[5] Landsbygd 26,8 %, städer och samhällen 74,2 %.[6] Övriga vanartiga: Landsbygd 16,1 %, städer och samhällen 83,9 %.[7]

En jämförelse mellan Hallgruppen och övriga vanartiga beträffande asocialitetens aktuella uttryck i typer av kriminella handlingar visade, att fler kriminalitetskategorier pr individ kunde noteras i Hallgruppen och dessutom voro procenttalen för de som »svårare» ansedda brotten även betydligt högre i denna grupp än i gruppen från övriga anstalter. Lund undersöker vidare utomäktenskaplig börd, föräldralöshet jämte flera faktorer ingående i begreppet stympade hem samt föräldrarnas socialgrupptillhörighet, bostadsförhållanden, »moraliska beskaffenhet» och ekonomiska ställning.

Jämförelser mellan anstaltsgrupperna och de icke institutionaliserade visade att med avseende på samtliga undersökta miljöfaktorer voro de icke omhändertagna gynnsammare ställda. Hall-pojkarnas miljö var ogynnsammare än övriga vanartigas. En av parallellgrupperna (de icke institutionaliserade el. kriminella) hade utvalts så att, i möjligaste mån, socialgruppsfördelning, skolutbildning, bostadsort m. fl. faktorer voro desamma som de institutionaliserades. Miljöförhållandena i parallellgruppen voro långt ifrån goda, »men trots detta», säger författaren, »måste dessa ungdomar i mer än ett avseende sägas ha växt upp på livets solsida vid jämförelse med anstaltsungdomarnas uppväxtmiljö».[8]

[4] Ibid. s. 11 och 12. Termerna »biografiska» och »psykografiska» äro Lunds egna och innebär en sorts »case-history»-metodik.

[5] Med bostadsort menar Lund ort å vilken barnet levat under största delen av sitt liv upp till och med 6-årsåldern. Lund (1918) s. 17 not 1.

[6] Ibid. s. 17.

[7] Ibid. s. 21.

[8] Ibid. s. 62.

Lund undersöker även vad han kallar psykisk defekt och fysisk mindrevärdighet hos föräldrarna till de kriminella och icke-kriminella ungdomarna. Han betonar i detta sammanhang, att dessa båda företeelser kunna verka inte endast som arvsfaktorer, utan även som miljöfaktorer i det att hem, i vilka föräldrarna uppvisa dessa defekter, kunna tänkas erbjuda en sämre uppväxtmiljö än hem där defekter hos föräldrarna icke förekomma. Till psykisk defekt räknar Lund här såväl intellektuell efterblivenhet som andra personlighetsavvikelser. Lund har beräknat psykiska anomalier hos en eller båda av föräldrarna. Tabeller över frekvensen av dessa kategorier hos föräldrar till Hall-gossarna och till parallellgrupper av kriminella och icke-kriminella ungdomar visa högre frekvens för Hallgruppen än för övriga beträffande flertalet kategorier.

Föräldrarnas fysiska status ha också medtagits. Här uppvisade Hall-gossarnas föräldrar de högsta procenttalen fysiska defekter.

Hallklientelets ascendens

Lund har därefter sökt spåra bl. a. sambandet mellan själsligt abnorma inslag i Hall-gossarnas familjer och den ev. förekomsten av sådana hos avkomman genom att undersöka familjerna t. o. m. 3 generationer bakåt. Abnormiteten (geistige Abnormität) avser samtliga psykiska mindrevärdigheter, som närmare anges i en översiktstabell.[9] Ur en sammanfattningstabell av resultaten i denna del av Lunds undersökning citera vi följande:[1]

Geistige Abnormität in der Aszendenz bei:	Kinder	
	Psych. Minderw.	Asoziale
Einfache Belastung	38,8 %	44,3 %
Doppelte Belastung	56,2 %	41,6 %

»Siffrorna visa», säger författaren, »att man genom att fastställa procenttalet psykiska mindrevärdigheter i en grupp ungdomar ej har några skäl för att antaga, att orsaken till de asociala tendenserna hos ifrågavarande grupp står i proportion till detta procenttal.»[2] Författaren säger sig dock ha väntat att procenten asociala barn skulle vara större för gruppen med den dubbla belastningen än för den med enkel belastning, men påpekar samtidigt att barnen ännu inte hunnit upp i den ålder, då asociala tendenser i allmänhet uppträda, och underförstår därmed att siffrorna kunna tänkas bli omkastade, om barnen hade nått upp till högre ålder (signifikansanalys saknas).

Hallklientelets individualitet

Samtliga 175 Hall-interner undersöktes individuellt med avseende på fysiska och psykiska sjukdomar och anomalier samt ifråga om intelligens och psykisk beskaffenhet i övrigt. Vissa fysionomiska iakttagelser och mätningar gjordes även, t. ex. skallmätningar, ögonfärgsbestämningar m. m. med tydligt hänsynstagande till Lombrosos m. fl. teorier om fysiska s. k. stigmata

[9] Lund (1918) s. 94.

[1] Ibid. s. 101.

[2] Ibid. s. 102.

och degenerationsteckens samband med kriminalitetens intensitet. Men då den Lombrosianska rättspsykiatriska skolan och dess teorier numera ha endast historiskt intresse, förbigå vi här resultaten av dessa undersökningar.

För fastställande av den intellektuella nivån har Lund använt sig dels av intelligensmätningar med hjälp av testserier och dels sammanställt dessa mätningars resultat med det allmänintryck, som längre tids iakttagelse givit upphov till.[3] Fallen indelas så med ledning av dessa överväganden i tre grupper »över genomsnittlig intelligens», »genomsnittlig» och »under genomsnittlig intelligens».

Psykiska anomalier ha konstaterats genom den vanliga iakttagelsemetoden och klassificerats enligt dåtida gängse terminologi. Beträffande denna klassifikation säger Lund, att medan man med relativt stor objektivitet kan fastställa arten och graden av intellektuella defekter, så är det mer subjektiva intryck, som ligger till grund för särskiljandet av övriga psykiska defekter hos de asociala ungdomarna ifråga. »Ett säkrare fastställande huruvida och i vilken grad avvikelser från normalitet är förhanden, kan i de allra flesta fall blott utföras, när man haft tillfälle till en längre tids observation», säger Lund.[4] Han menar också, att fastställandet av psykisk abnormitet är förenat med icke ringa svårighet, därför att man ej med bestämdhet kan säga, var gränserna mellan normalitet och anormalitet skall dragas, och att vi här ha att göra med psykiska anomalier, som ligga på gränsen mellan normalitet och anormalitet. Fullt utvecklade psykoser funnos icke bland det undersökta klientelet.

En diskussion föres om de psykiska tillstånd, som påträffas i ungdomsåren och som mer eller mindre och på olika sätt avvika från genomsnittets. Lund refererar olika författares beteckningar för dessa tillstånd och nämner Zichens »psychopathische Konstitutionen», Kochs »psychopathische Minderwertigkeiten», Hellers »psychastenie» m. fl. I sitt eget arbete använder blott Lund, säger han, termen »psychopathie» som beteckning för samtliga hithörande abnorma psykiska tillstånd, som kunna uppfattas som gränstillstånd på det sättet, att de individer, som äro att räkna till detta slag av psykisk mindrevärdighet, »psychopatherna», i vissa avseenden höra till de normalas kategori, i andra däremot uppvisa beröringspunkter med de sinnessjukas.[5]

Kännetecknande för »psykopaterna» anser Lund vara den »degenererade karaktären»: »det disharmoniska samspelet i alla psykiska sammanhang, labiliteten hos alla föreställningar, affekter och psykiska funktioner överhuvudtaget». De mest framträdande störningarna anses ligga på känslo- och viljelivets område. »Das Ich des Psychopathen ist der Mittelpunkt in allem, was ihn umgibt, in allem was er tut oder lässt. Er ist der grosse Egoist», slutar Lund sin beskrivning av dessa människor.[6]

[3] Ibid. s. 114.

Med tanke på intelligensmätningarnas ringa grad av fullkomning vid denna tid är man nog benägen att stödja Lund i hans uppfattning om deras användning endast som kompletterande instrument. Lund har huvudsakligen använt Ziehens testserier enl. ett arbete från 1911.

[4] Ibid. s. 119.

[5] Ibid. s. 120.

[6] Ibid. s. 120.

Av de 175 Hall-gossarna redovisas:
13,2 % som »psychisch auffällig»,
8,6 % som »psychopathisch»
21,8 % som »psychisch auffällig oder psychopathisch».[7]

Siffrorna bestyrkes genom publicerade »individualitetsanalyser och biografier». Lund försökte även bestämma anlagets och miljöns kausala betydelse var för sig för vanartens uppkomst. Detta sker genom att dela in materialet i följande 5 grupper.[8]

1. Nur in die Anlage = A
2. Hauptsächlich in der Anlage, aber auch im Milieu = A + m
3. Anlage und Milieu in gleichem Masse = A + M
4. Hauptsächlich im Milieu, aber auch in der Anlage = M + a
5. Nur in Milieu = M

Tillhörigheten till var och en av dessa 5 grupper söker Lund bestämma med hjälp av elevbiografier och grundar sig således på en subjektiv skattning av varje fall med avseende på komponenternas skilda betydelse. Uppgiftens grannlagenhet skymtar hos Lund i en sats som denna: »Nach sorgfältiger Erwägung sind die folgenden 24 von den 175 Hall-Knaben in die A-Gruppe eingereicht worden». Inslaget av »psykopati» i de 5 olika grupperna enligt det av författaren använda systemet visas i nedanstående tabell, där U. 1 betecknar de 175 Hall-gossarna och U. 2 ett större material ifrån samma anstalt.[9]

	Anzahl der Jugendl.		U. 1 Psychopathen		Anzahl der Jugendl.		U. 2 Psychopathen	
			n	%			n	%
A	24	(13,71 %)	17	70,8 %	54	(12,13 %)	46	85,2 %
A + m	17	(9,71 %)	7	41,2 %	40	(8,99 %)	16	40,0 %
A + M	19	(10,86 %)	5	26,3 %	53	(11,91 %)	15	28,3 %
M + a	27	(15,43 %)	6	22,2 %	84	(18,87 %)	13	15,5 %
M	88	(50,28 %)	2	2,3 %	214	(48,09 %)	11	5,1 %
Summe	175		38	21,7 %	445		101	22,7 %

Procenttalet »psykopater» visar som synes fallande storleksordning, när man går från den extrema anlagsgruppen till den extrema miljögruppen. Överensstämmelsen mellan U. 1-materialet och det större U. 2-materialet (vari U. 1 ingår) synes anmärkningsvärt stor, 21,7 % resp. 22.7 %. Den successiva minskningen av procenten »psykopater», om man går från A-gruppen till M-gruppen, är givetvis här avhängig frågan om huruvida Lund låtit diagnosen psykopati bestämma grupptillhörigheten, eller omvänt, huruvida den företagna inplaceringen i viss grupp påverkat diagnosställandet.

[7] Ibid. s. 124.

[8] Lund (1918) s. 144. Jfr s. 144 not 1 och framställningen hos Gruhle (1912).

[9] Ibid. s. 239. Det må anmärkas att vissa av procenttalen bygga på ytterligt låga numeriska värden, så grundar sig t. ex. procenttalet 2,3 i U. 1-gruppen på 2 individer! Fördelningen på orsakskategorierna A, A + m osv framgår av procenttalen inom parentes. En måttlig tendens till »typologisering» tycks ha gjort sig gällande. Till gruppen »Psychopathen» räknar Lund här såväl de »psychisch Auffälligen» som »psychopathischen».

Lund meddelar även några korrelationsstatistiska undersökningsresultat.[1] Så blev t. ex. korrelationen mellan psykisk mindrevärdighet hos en eller båda föräldrarna och samma defekt hos avkomman 0,75 ± 0,02, mellan alkoholism i ascendensen och psykisk mindrevärdighet hos avkomman 0,23 ± 0,02, mellan kriminalitet i ascendensen och omhändertagande å skyddshem av barnen 0,34 ± 0,02. Författaren drager den slutsatsen att disposition till asocial karaktär i ringare grad än psykisk mindrevärdighet (r = 0,75) ärves, men anser att »den relativt höga koefficienten 0,34 talar för att ärftlig belastning föreligger även beträffande brottsliga anlag».[2] Den sistnämnda slutsatsen tarvar en kommentar. Om en individ födes i en miljö, där brott tolereras, måste detta räcka som förklaringsgrund till varför brottslighet hos avkomman uppstår. Osannolikheten för specifika beteendens ärftlighet har ofta framhållits. Brottslighet måste räknas som ett relativt specifikt beteende och vi instämma med Burt när han säger: »Crime in itself, therefore, is not inherited. The hereditary constitution of the criminal, such as it is, we can regard as having at most but an indirect effect.»[3]

Lunds undersökning har främst intresse som den första större i sitt slag, utförd å inhemskt klientel. I arbetet skisseras en klar problemställning upp, och diskussion av den använda metodiken genomför författaren med tydlig strävan efter klarhet och pregnans i framställningen.

b. NORDAL (1935) undersökte 186 elever vid dåvarande skyddshemmen Sundbo, Husby och Broby 1933—34 samt Forsane, Gräskärr och Lingatan 1934—35 och gjorde besök i samband med specialundersökningar vid f. d. skyddshemmen Ljungaskog, Sonestorp, Morängen, Sjötorp, Vrångsholmen och Johannisberg (undersökningen avsåg såväl kvinnligt som manligt klientel). Den medicinskt-somatiska delen av undersökningen förbigås här. Dessutom kunde inga markerade avvikelser från ett normalmaterial konstateras i detta hänseende, utan Nordal anser att »allmäntillståndet i regel var gott». I intelligensavseende indelas materialet i 3 grupper, I normala, II hjälpklassmässiga och III imbecilla och grupperna erhöllo följande procentsiffror 55 %, 32 % och 13 % resp. (metod ej angiven). Fastställandet av den sociala prognosen betraktar Nordal som den viktigaste uppgiften för en undersökning av detta slag. De mest bekymmersamma fallen ur prognostisk synvinkel anser författaren vara de fall, han räknar till »moral-insanity-gruppen» dvs de som lida av rubbningar på känslo- och viljelivets område (jfr s. k. psykopati). Nordals försök till prognosställande gav följande siffror:

social prognos:		
god	*tveksam*	*dålig*
70 %	19 %	11 %

I den mån sambandet mellan »dålig prognos» och »moral-insanity» av Nordal uppfattas så att alla »moral-insanity»-fall samtidigt innebära dålig prognos (jfr tidigare yttrande av Nordal) innebär troligen 11 %

[1] Ibid. s. 280.

[2] Ibid. s. 281. Anmärkas bör att Lund beräknat samtliga meddelade korrelationskoefficienter på fyrfältstabeller.

[3] Burt (1948), s. 58.

en maximisiffra för »moral-insanity»-gruppen, enär även andra faktorer sannolikt få tänkas ha påverkat uppfattningen att »dålig prognos» föreligger.

c. SOU (1937). I samband med sakkunniguppdraget angående vården av själsligt abnorma manliga skyddshemselever m. m. gjordes en summarisk inventering av vårdbehovet å en särskild psykopatanstalt för skyddshemsklientelets del. Fyra grupper av skyddshem inventerades, en västsvensk, en mellansvensk, en nordsvensk och en sydsvensk, 11 hem med en totalbeläggning av 349 intagna. Bland dessa konstaterades 13 fall i behov av vård å särskild psykopatanstalt. Vidare antogs att återstående 9 hem med 33 platser skulle behöva lika många platser å denna anstalt, alltså inalles 26. Av Hall-anstaltens 76 skyddslingar ansågs 43 vara psykopater.

I behov av vård å *psykopatanstalt* beräknades 69 vara av inalles 758 eller 9 %.[4]

d. AHNSJÖ (1941) undersöker dels vilka omedelbara anledningar (typer av vanart) som orsaka samhällsingripande, dels prognosen för de olika typerna av vanart. Materialet utgöres av vanartiga flickor, 2.448 fall från samtliga skyddshem för kvinnliga elever samt statens uppfostringsanstalt för flickor och omfattar tiden 1903—1937. En del sociala faktorers roll i samband med vanarten, börd, bostadsort, föräldrarnas ekonomiska situation etc beaktades liksom även individernas ålder vid omhändertagandet, vårdtidens längd, inslag av abnormitet etc. Beträffande föräldrarnas psykiska egenskaper anser författaren att uppgifterna äro för otillräckliga för att tillåta någon mera ingående analys.[5]

Data angående psykisk status hade endast kunnat erhållas från 550 av totala antalet (2.448) fall.[6] I dessa 550 fall var inslaget av psykopatologiska diagnoser olika för olika anstaltskategorier. Å hem för »abnorma» uppgick procenten sådana diagnoser till 87.5. Majoriteten av i psykopatologiskt avseende kända fall hade diagnosticerats som intelligensdefekt respektive »psykopati», det sistnämnda i en del fall tillsammans med intelligensdefekt; procenttalet intelligensdefekter var 44,9, och procenttalet »psykopater» med eller utan intelligensdefekt var 46,7. På grund av den förmodade selektionen, beroende på att i endast 550 fall av 2.448 diagnostiska uppgifter förekommo, vill Ahnsjö ej närmare diskutera siffrorna.

Distinktioner ha gjorts mellan intellektuella defekter å ena sidan och defekter »within the field of emotion and willpower» å den andra. Uppskattningar av frekvensen av sistnämnda defekter hos vanartiga, anser Ahnsjö bereda avsevärda svårigheter. »Olika författare använda olika termer utan att alltid definiera deras exakta betydelse.» En karakteristik av individer tillhörande denna kategori defekta göres i anslutning till Wimmer (1936) och denna beskrivning av »constitutional psychopathy» accepteras som »typisk för det sätt på vilket 'psykopati' generellt definierats, ehuru termerna kan variera» (s. 101), och Ahnsjö fortsätter: »A distinct definition

[4] Undersökningen visade dessutom att 6 behövde vård å specialanstalten på somatiska indikationer. Till Bona ansågs 9 behöva överföras, dvs inalles behövde anstalten 84 vårdplatser.

[5] Ibid. s. 239.

[6] Dvs 22,5 % av totalmaterialet.

is difficult to formulate because of the fact that deviations from what is called normal are not measurable. For this reason, descriptions, as well as terminology, will vary.»[7] Denna variation i psykopatibegreppets innehåll medför, enligt Ahnsjö, att siffror över frekvensen av »psykopati» hos olika författare variera, och att därmed jämförelsen mellan olika material förhindras.

Parentetiskt påpekas att försök gjorts att åstadkomma test för defekter av detta slag (»psykopati») med hänvisning till Blackburn (1938) och Zulliger (1938) och Ahnsjö menar att resultaten av dessa försök motiverar det sagda.

Ahnsjö har betonat den s. k. psykopatiens roll i samband med vanarten, men hans material tillåter ej någon noggrannare uppskattning av frekvensen eller betydelsen överhuvudtaget i ett vanartsklientel som det undersökta.

e. JONSSON (1944) har i en undersökning, som baserats på en brett upplagd rundfråga till rikets barnavårdsnämnder erhållit uppgifter om inalles 4.413 fall, som under år 1941 eller 1942 handlagts av barnavårdsnämnd eller ungdomsnämnd med stöd av Bv-lagens § 22 mom. c) el. d). Svarsprocenten på rundfrågan uppgick till hela 99 %.

Jonsson redogör bl. a. för klientelets sammansättning och egenskaper utifrån psykologiska synpunkter. Procenttalet hjälpklassmässiga var 8,4 % mot 5 % hjälpklassmässiga för hela riket. Det visar att antalet hjälpklassmässiga är vida större än antalet i hjälpklass undervisade. Detta tyder författaren så, att hjälpklassundervisningen inneburit ett visst skydd mot vanart. Betydande psykiska egenheter ha enligt uppgiftslämnarna iakttagits i omkring 65 % av samtliga fall, något oftare hos flickor än hos pojkar (68 % resp. 62 %). De i ärftlighetshänseende icke belastade skulle enligt undersökningen utgöra inemot 2/3 av fallen. Jonsson är dock osäker beträffande innebörden av detta resultat, enär jämförelsetal från normalpopulationer ej finns att tillgå, och att därför siffrornas relativa storleksordning ej kan närmare uppskattas.

Psykiska bristfälligheter ha i 25 % av fallen angivits som huvudorsak till vanarten. Om metodiken för fastställandet av dessa vet man emellertid föga.

f. OTTERSTRÖM (1946) har undersökt vanartens relation till olika förhållanden i hemmet och vissa karakteristika hos barnen, samt deras sociala prognos. Bland tänkbara orsaksfaktorer till det vanartiga beteendet nämnes illegitim börd, stympade hem, låg ekonomisk status, alkoholism, kriminalitet hos föräldrarna, immoralitet hos föräldrarna, miljöinflytelser utanför hemmet samt föräldrarnas och barnens psykiska utrustning.

Otterströms arbete bygger på ett material från barnavårdsnämnden i Malmö. Detta material har indelats i 4 grupper.

Grupp I består av fall, som tagits om hand enär de befarats löpa risken att bli vanartiga. Dessa barn ha inte visat några vanartstendenser, utan ha omhändertagits i preventivt syfte. Det är dessa barn som benämnes »barn från dåliga hem» (jfr Avh.:s titel).

[7] Ibid. s. 101.

Grupp II av fall omhändertagna på blandad indikation, vanart och dåliga hemförhållanden.

Grupp III av fall med så grava vanartsyttringar att speciella korrektiva åtgärder måst vidtagas.

Grupp IV slutligen består av klientel från domstolarna.

Hela materialet omfattade 1.727 pojkar och 619 flickor. Beträffande de undersökta fallens miljöförhållanden visade det sig bl. a. att:

1. Inemot hälften av fallen kom från stympade hem,
2. omkring hälften av barnen som visat direkta vanartsyttringar kom från hem som karakteriserats som »dåliga»,
3. vart 5:te barn hade kriminell fader, vilket är två gånger så vanligt som i populationen i sin helhet.

Den sociala prognosen och faktorer som påverkade densamma visade att:

1. Prognosen var bäst för barn tillhörande grupp I.
2. Speciella faktorers prognostiska inverkan;
   a) Illegitim börd visade ingen skillnad i prognos, under det att
   b) Kriminalitet hos föräldrarna visade sig ha statistiskt säkerställd prognostisk inverkan.
   c) Om fadern var alkoholist var sannolikheten större att barnen blevo kriminella, däremot ej oftare alkoholister.
   d) Barn från »dåliga» hem blev oftare kriminella, drinkare eller understödstagare, än barn från »goda» hem.
   e) Intelligensnivån, tidrymden som barnen varit omhändertagna eller barnets ålder vid omhändertagandet, eller vid första kontakten med sociala myndigheter, hade intet signifikant inflytande på den sociala prognosen.

För 78,8 % av materialet förelåg data beträffande den intellektuella utrustningen. Men endast ett litet antal, 4,5 % i det undersökta materialet, hade intelligenstestats.[8] För de övriga ha uttalanden från anstalter, läraromdömen och betyg använts för fastställandet av intellektuell status. Mellan 1/5 och 1/4 av fallen hade intelligensdefekt, men resten voro relativt normalt utrustade i intellektuellt avseende.

Av speciellt intresse för framställningen är det försök, som Otterström gjort att söka bestämma frekvensen av »temperamental abnormalities» i sitt material.[9] Till en början säges där, att det ej är någon lätt uppgift att bestämma frekvensen av »psykopati» i materialet på grundval av tillgänglig information om barnens karaktär. Dessutom säges diagnosen »psykopati» vara vag och obestämd i sig själv. I viss mån anses vanart kunna implicera något abnormt karaktärsdrag, som alltid kan kallas »psykopati», om detta begrepp användes i mycket vid mening. Endast i något över hälften av fallen angavs något om egendomligheter i temperamentet hos barnen. Ett mindre antal hade undersökts av psykiater och ett begränsat antal, 70 fall, hade diagnosticerats som »psykopatiska», utgörande inte fullt 3 % av hela materialet, eller om man medräknar endast de barn, om vilka några psykologiska karakteristika utsagts, något mindre än 5 %. Om man med kollektivbegreppet »abnormalities of temperament» avser varierande avvikelser från det normala beteendet blev frekvensen därav 20,6 % inklusive de förut

[8] Ibid. s. 199.

[9] Ibid. s. 211.

nämnda fallen av psykopati i snävare bemärkelse. »Psykopati» i denna vidare mening (»abnormalities of temperament») var störst i grupp III (de vanartiga), för pojkarnas del 22,5 %.

Denna »*psykopati*» i vidare mening har ställts i relation till begåvningsgraden. Visst samband säges förekomma mellan »psykopatiska» drag och låg intelligensnivå hos pojkarna men däremot ej hos flickorna i Otterströms material. Avsnittet »abnormal traits of character» (»psychopathy») avslutas med konstaterandet att det är »certainly incomplete and therefore of doubtful value».[1]

g. En svensk undersökning som avser ett annat klientel har utförts av EKBLAD (1948). Den omfattar ett material bestående av 995 värnpliktiga vid svenska flottan. Social missanpassning och psykiska insufficienta reaktioner studeras, och stort utrymme ägnas åt »psykopatien» och dessa »psykopaters» militära duglighet och behandling samt åt vanartstendenser i och utom den militära tjänsten. I och för diagnosticerandet av »psykopati» utgår förf. från Schneiders definition av »psykopati», dvs de som avveko från genomsnittet ifråga om sin personlighet på ett sådant sätt, att de själva eller andra människor ledo av deras abnormitet, betecknades som »psykopater».[2] De värnpliktiga utgjordes bl. a. av individer som varit sjömän tidigare, och bl. a. av sådana som inte varit det. Av de förstnämnda (N = 240) klassificerades 33 % som »psykopater», och av dem som icke varit sjömän före inskrivningen (N = 310) fann Ekblad 15 % vara »psykopater».[3] Ekblad anser att dessa 310 utgöra en representativ grupp av hela den manliga befolkningen i landet (obs. t. ex. åldersfördelningen) och gör för den skull följande uttalande: »The result of this study shows that, in the general male population, the incidence of psychopathy (in the sense this term is used by Schneider) amounts to approximately 15 per cent.»[4] Procenttalet bör ses i relation till förut meddelade försök till uppskattning av procenten »psykopater» i *vanartspopulationer*. (Jfr SOU 1937: 46 där 9 % beräknades vara i behov av vård å psykopatanstalt.) Den schneiderska definitionen av s. k. psykopati torde ej ha varit främmande för de diagnostiker som etiketterat en del av de »fall», som de refererade undersökningarna åberopat, då ju Schneider är ett i psykiatriska sammanhang välkänt namn. All sannolikhet bör tala för att frekvensen »psykopater» bör vara avsevärt större i ett vanartsklientel än i ett normalklientel, bl. a.

[1] Ibid. s. 214.

Bland övriga inhemska undersökningar avseende vanartsproblem kunna nämnas smärre arbeten av Fritzell (1935), White (1940), Regnér (1943), Inge och Frey (1944). Dessa äro emellertid varken av det omfång eller den karaktär att de medtagas i denna översikt. Intet av dem innebär dessutom något principiellt nytt i metodiskt hänseende och ägnar inte heller något speciellt intresse åt det s. k. psykopatiproblemet. En undersökning som har nära anknytning till vår egen är Blomberg (1954). Där erhållna resultat diskuteras i anslutning till de egna undersökningarna (del II).

[2] Ekblad (1948), s. 34.

[3] Ibid. s. 187.

[4] Ibid. s. 187.

av rent definitionsmässiga skäl, då en abnormitet, som verkar så störande att andra människor sägas lida av den (Schneider), ofta måste tänkas leda till att de med denna abnormitet behäftade individerna institutionaliseras eller på annat sätt isoleras från det övriga samhället.

Ekblads undersökning förtjänar att nämnas främst som ett ytterligare exempel på subjektiviteten inom hela det område som har med psykopatibegreppet att skaffa.[5] Lundquist (1952 s. 119) antager även att Ekblads siffra är för hög.

B. Utländska undersökningar

Tidigare har nämnts att några egentliga försök att använda kvantitativa och experimentella metoder vid undersökning av problem, sammanhängande med vanart och »psykopati», ej ha utförts å inhemskt klientel. Sådana metoder ha emellertid använts i vissa utländska undersökningar. Emedan de ha speciellt intresse för de av oss ställda problemen ägnas åt dessa ett särskilt kapitel.

Den följande översikten av mer konventionella, utländska undersökningar rörande vanart och vanartens ev. samband med eller beroende av »psykopati» eller motsvarande, omfattar därför ej de experimentella undersökningarna. Dessa komma att behandlas i kap. IV.

Under det att huvudparten av de inhemska undersökningarna av vanartsproblem utförts av medicinare, gäller detta förhållande knappast om de utländska. Där dominera i stället främst psykologer, men också pedagoger, sociologer, statistiker och antropologer. Vanligt är också att medicinare utfört undersökningar i samarbete med representanter för nämnda yrkeskategorier.

I en översikt av forskningen rörande problem-barn och vanartiga skissera Norman Fenton och C. M. Louttit utvecklingen på området.[6] Den nutida uppfattningen präglas huvudsakligen av ett studium av barnets relationer till andra människor, till föräldrar, syskon, lärare och andra barn. Uppmärksamhet ägnas naturligtvis åt den fysiska utvecklingen, och den sociala utredningen inkluderar omsorgsfulla studier av socioekonomiska förhållanden. Men senare fynd visa, fortsätta författarna, att många ungdomar, inklusive vanartiga sådana,

---

[5] Beträffande andra försök att beräkna inslaget av »psykopati» i en normalpopulation förtjäna några siffror hos Hurwitz att omnämnas emedan de röra åtm. nordiskt material. (Hurwitz 1948.) »Hvad angaar psykopati er tallene særlig usikre. Det kan nævnes at Dickmeiss i en retspsykiatrisk oversikt anslaar tallet av psykopater til 6 à 7 %, medens Fremming ifølge den nævnte undersøgelse med sikkerhed kun tør betegne 3 % af materialet som psykopater.» (Hurwitz 1948 s. 92.)

[6] I »Encyclopedia of Educational Research» (Walter S. Monroe, editor) N. Y. 1950.

som utgöra allvarliga sociala problem, av allt att döma äro i fysiskt hänseende normala. Många individer som äro krymplingar eller fysiskt sjuka, inte blott undgå att bli vanartiga, utan äro ofta väl anpassade till sin miljö. Studier av vanartiga och dessas icke-vanartiga bröder och systrar uppfostrade i samma hem, synes visa, mena Fenton och Louttit, att skillnaderna framför allt äro att finna i den olika emotionella miljön för de båda kategoriernas vidkommande.[7]

Walter C. Reckless ger i samma arbete[8] också en översikt av forskningen rörande vanartsproblem. Han säger där, att det inte finns skäl att antaga att biologisk hereditet, intelligensnedsättning och fattigdom äro betydande eller framträdande kausala faktorer i USA. Barn, som komma från hem, där de varit föremål för slitningar mellan föräldrarna och från familjer som ej brytt sig om dem, anses ha stora förutsättningar att bli vanartiga. Framställningen om vanartens kausala faktorer avslutas med följande konstaterande: »Somewhere in the intricacies of family life, companionship, wish frustration, and neurotic and psychopathic behavior traits are probably to be found the greatest bulk of direct causative factors in various combinations and sequences for American juvenile delinquency.» Ehuru båda dessa översikter av forskningsläget främst syfta på förhållandena i USA, finnes knappast några skäl att antaga, att dessa där skulle vara så unika, att de metoder man använt och de resultat man uppnått icke vore tillämpliga på klientel från samhällen av liknande kulturell struktur som det amerikanska (t. ex. det svenska). *Utvecklingen av forskningen inom vanartsområdet har således passerat stadier av relativt osystematiskt sökande efter etiologiska faktorer av somatisk och socio-ekonomisk art, stadier av betonande av intelligensdefekter och relativt statiska psykopatologiska tillstånd av annat slag, och slutligen hamnat i ett stadium, där huvudintresset riktas mot individen och det samspel av dynamiska krafter som framför allt får antagas bygga upp den emotionella komponenten inom personligheten.* Några utländska undersökningar från samma skede som de svenska äro följande:

a. GRUHLE (1912) undersökte 105 interner å tvångsuppfostringsanstalten Flehingen i Baden. Förf. anser denna vanartsgrupp utgöra ett urval av de »sämsta» manliga vanartiga i Baden.[9] Metodologiskt är Gruhles arbete upplagt i stort sett lika med Lunds med det viktiga undantaget, att Lund använt sig av kontrollgrupper av icke-vanartiga, vilket Gruhle däremot ej gjort. Gruhle har påpekat fördelarna med kontrollgrupper men ej låtit metoden komma till utförande.

Stort utrymme ägnar Gruhle åt problemet om anlag och miljö och an-

[7] Ibid. s. 869.

[8] Ibid. s. 643.

[9] Ibid. s. 4.

vänder sig av ett system med 5 grupper från en extrem anlagsgrupp till en extrem miljögrupp och liknande det som beskrivits i redogörelsen för Lunds arbete.[1] Inplaceringen av de olika »fallen» redovisas här, liksom hos Lund, med stöd av »Lebensläufe» för de 105 Flehingen-gossarna. De individuella undersökningarna bestodo i samtal i enrum med var och en av internerna. Gruhle diskuterar användningen av experimentella metoder, men säger samtidigt att dessa inte kunna väntas tjäna hans väsentliga uppgift, nämligen »D i e E r f o r s c h u n g der Persönlichkeit als eines Ganzen».[2]

Psykopatibegreppet förekommer hos Gruhle[3], men han använder det ej i sina egna personlighetskarakteristiker av internerna.[4] Liksom ifråga om kroppsliga förhållanden, menar Gruhle, kan det blott bli fråga om sjukt eller friskt.[5] 45 % av de 105 vanartiga anser Gruhle vara psykiskt friska och ungefär motsvara ett genomsnittsmaterial. Alla andra (55 %) anses vara i något hänseende abnorma.[6] 26 % äro att betrakta som psykiskt egendomliga om än icke som psykiskt sjuka[7] och 29 % äro enligt Gruhle att betrakta som sjuka, patologiska fall.[8] Endast en av de 105 hade dock en uttalad psykos i sin förhistoria.[9] Av hela antalet betecknas 12,38 % som lätt imbecilla, 3,81 % som medelmåttigt imbecilla och 2,86 % som svårt imbecilla[1], totalt således 19,05 % imbecilla. Eftersom den senare procenten (19,05 %) understiger procentsiffrorna avseende abnormitet av olika svårighetsgrad, 55 % resp. 29 %, avser Gruhle tydligen med sitt abnormitetsbegrepp även något annat än intelligensnedsättning (19,05), fysisk abnormitet och psykos (endast 1 fall med psykos i förhistorien).

Vi ha endast att konstatera att Gruhle ansett sig kunna påvisa psykisk abnormitet av annat slag än intelligensdefekt hos de 105 Flehingen-gossarna, men ej närmare berört arten eller graden av densamma.

b. HEALY (1915)[2] har i ett omfångsrikt arbete behandlat vanart och diagnostiska och prognostiska frågor i samband därmed. Arbetet har närmast karaktären av en handbok och upptar dels metodproblem i samband med studier av vanart och dels direkta resultat av egna undersökningar. Casehistories förekomma ymnigt för att exemplifiera framställningen. Första

---

[1] Gruhles arbete utkom 6 år före Lunds. Lund säger sig ursprungligen ha planerat använda sig av 8 grupper, men när Gruhle utkom (1912) ändrade han systemet till att omfatta 5 grupper för att kunna jämföra resultaten med Gruhles. Lund (1918) s. 144 not 1.*

[2] Gruhle (1912) s. 7.

[3] Ibid. s. 35.

[4] Gruhle säger att det ligger utanför den uppgift han ställt sig att gå in på teorierna angående den s. k. psykopatien. Ibid. s. 220 not 1.

[5] Ibid. s. 172.

[6] Ibid. s. 173.

[7] Ibid. s. 176.

[8] Ibid. s. 182.

[9] Ibid. s. 179.

[1] Ibid. s. 182.

[2] Direktor för »the psychopathic institute, juvenile court, Chicago».

delen kan sägas utgöra en programförklaring med allmänna synpunkter på uppläggningen av undersökningar rörande vanart.[3] Den psykologiska synpunkten säges ha varit den förhärskande vid valet av angreppspunkter. Olika arbetsmetoder och problem i samband med dessa, utbildning av de intervjuande, deras uppträdande i undersökningssituationen, formulär för insamling av data, diskuteras och stort utrymme ägnas åt psykologiska metoders (testmetoders) användning vid diagnosställandet. Huvudsakligen användes test avseende allmän intellektuell förmåga och andra tests av utpräglad »ability»-karaktär, men testmetoder avseende t. ex. »suggestibility», »will power» och »moral discrimination» beskrivas även.[4] Testdata har för Healy närmast illustrativ effekt och åtfölja hans case-histories. Några normer, standardvärden, percentilvärden eller överhuvudtaget några jämförelser med kontrollgrupper förekomma ej hos Healy (1924). Påståenden om vad »normala personer böra prestera» i det ena eller andra testet förekomma dock i samband med beskrivningen av de använda testen.[5] Med ett sådant tillvägagångssätt ha ju testdata närmast kuriositetsintresse eller äro måhända avsedda att göra intryck på den okunnige läsaren och ge ett falskt sken av vetenskaplighet. Men så kanske man ändå inte får se det, försöksledaren har dock i en något så när standardiserad situation haft tillfälle att göra iakttagelser på försökspersonerna, som kunnat ligga till grund för en impressionistisk bedömning och ev. klassifikation av fallen.

I arbetets andra del behandlas de undersökta fallen och de olika grupper av förmodat kausala faktorer man observerat. Healy gör processen kort med begrepp som »born criminals», »moral imbecility» och »moral insanity» och fäller om dem följande slutomdöme: »The fact is that approximately, and perhaps entirely, all individuals who react to moral situations as imbeciles belong in very definite pathological categories. There is no reason for using terms, then, which lead to confusion of practical issues.»[6]

Healy granskar »psychic constitutional inferiority» och dess roll som kausal faktor till vanarten. Begreppet definieras sålunda: »Psychic constitutional inferiority may be recognized by chronic abnormal social and mental reactions to the ordinary conditions of life, on the part of one who cannot be classified in any of the groups of insanities, neuroses, or mental defectives.»[7] Han nämner här Koch's »psychopathische Minderwertigkeiten»

---

[3] Ehuru det undersökta klientelet i arbetet utgöres av ungdomar menar tydligen förf. att metoder och resultat äro tillämpliga även på vuxna. Detta framgår av Healy (1924) not 1 s. 3, där han säger: »Crime» and »delinquency» are used in this work as overlapping and practically synonymous terms. »The Individual Delinquent» may be either a young offender or an older criminal.

[4] Ibid. ss. 68—103.

[5] Ibid. ss. 106—111.

[6] Healy (1924) s. 788. Healy har ej i likhet med vissa andra förf. sett »moral imbecility» etc som föregångare till psykopatibegreppet. Han hänvisar till (s. 788) »moral sense-skolan» (Med Locke, Shaftesbury och Hutcheson) och gör denna ansvarig för uppkomsten av »moral imbecility» och liknande begrepp. I och med avvisandet av teorier om ett särskilt »moraliskt sinne» till förmån för antagandet att våra omdömen om rätt och orätt ytterst vila på sociala värderingar, menar Healy att också begreppet »moral imbecility» etc måste falla.

[7] Ibid. s. 575.

och Zichens »psychopathische Konstitutionen».[8] Under hänvisning till Meyer säger sig Healy hellre vilja använda termen »constitutional inferior» än »psychopathic inferior» med motiveringen: »psychopathy with us is largely a synonym for insanity. It must at once definitely be understood that in this class under discussion a great deal must be included that has been designated as psychopathic inferiority, psychopathic constitution, psychopathic personality, degeneracy, and morbid personality.»[9] Det sagda ger stöd för antagandet att vad Healy benämnt »psychic constitutional inferiority» relativt nära motsvarar vad andra åsyftat med sin användning av psykopatibegreppet och diagnoser i anslutning till detta.

Ehuru Healys arbete främst är upplagt som en studie av den individuelle vanartige, och huvudintresset inriktas på slutsatser som kunna dragas ur individuella case-histories, har förf. medtagit en statistisk sammanställning av de studerade fallen. Materialet ligger i stort sett grupperat mellan åldrarna 10 och 20 år med medelåldern 15½ år. »Constitutional inferiority, including marked neurasthenic and psychopathic types» har noterats i 2,07 % av fallen.[1] Att märka är att siffran (2,07) ej är ett uttryck för frekvensen av företeelsen i materialet, utan för procenttalet gånger den ansetts vara orsak till vanarten.

c. GREGOR (1918)[2] har arbetat med ett material bestående av i första hand 100 gossar från en observationsanstalt för vanartiga. De hundra fallen indelar Gregor med ledning av anamnestiska uppgifter, samtal och klinisk observation i följande grupper:

1. Psychopathie
2. Angeborener Schwachsinn
3. Epilepsie
4. Geisteskrankheiten
5. Psychisch Gesunde.[3]

De 100 fallen fördelade sig enligt Gregor på de olika grupperna med nedanstående procenttal:[4]

100 Fälle (1914—15 Knaben)

	Schulpflichtige (N = 46)	Schulentlassene (N = 54)
Psychopathen	56,9 %	64,1 %
Imbezille	6,5 %	5,4 %
Debile	10,9 %	10,8 %
Epileptiker	2,2 %	9,2 %
Geisteskranke	4,3 %	3,7 %
Psych. Intakte	19,6 %	7,3 %

[8] Ibid. s. 575 not 1.

[9] Ibid. s. 576.

[1] Ibid. ss. 130—132.

[2] Vi intressera oss här endast för den första delen »Die Verwahrlosung der Knaben». Andra delen »Die Verwahrlosung der Mädchen» under medverkan av Else Voigtländer utgör endast ett komplement till den första och innehåller inget nytt i metodiskt hänseende.

[3] Ibid. ss. 13—130.

[4] Ibid s. 138.

I andra material från anstalten redovisas följande procent »Psychopathen»: Schulpfl. 49,3 %, Schulentl. 59,9 % och Schulpfl. 45,8 %, Schulentl. 61,2 %.[5] Siffrorna variera som synes föga. Den största gruppen blev i samtliga material gruppen »Psychopathen». Gregor anmärker att detta förhållande kanske kan ge den »psykiatriske lekmannen» rum för tanken att överhuvudtaget identifiera vanart och »psykopati» eller tillskriva psykiatern en böjelse för, att i varje missförhållande vilja igenkänna en sjuklig yttring. Men med orätt, genmäler Gregor, det är visst icke lätt att utan mycket långvarig klinisk erfarenhet igenkänna sjukliga störningar och följa deras spår och många gånger lika svårt att övertyga lekmännen om en yttrings karaktär av sjukdom.[6] »Wir müssen in diesen Fragen hervorheben, dass hier in keinem Falle aus dem Delikt an sich Psychopathie erschlossen wurde und dass die Tatsache zu Recht besteht, dass im allgemeinen die Mehrzahl der Verkommenen nicht auf diesem Boden erwachsen sind, d. h. dass die meisten Verbrecher keine Psychopathen sind», skriver Gregor[7] och anser sig därmed vara fredad för misstanken att arten eller graden av vanartens aktuella uttryck i brottsliga eller överhuvudtaget asociala handlingar, skulle utgöra premisser till några slutsatser beträffande diagnoserna »Psychopathie». För diskussionen om uttrycket »Psychopathie» som beteckning för en av de använda kliniska huvudgrupperna hänvisar Gregor till ett tidigare arbete.[8]

Denna vanartsundersökning kännetecknas av ett synnerligen högt procenttal psykopatidiagnoser i bjärt kontrast till den följande, där inslaget sådana diagnoser är litet.

d. BURT (1925) har i trenne arbeten: »The young delinquent»[9], »The Subnormal mind» och »The backward child»[1] framlagt resultat och erfarenheter från sin forskning och praktiska rådgivningsverksamhet avseende ungdomar med olika former av »mental subnormalitet». De tre volymerna avses komplettera varandra och därmed täcka de viktigaste formerna av »själslig undernormalitet» som kan förekomma hos ungdomar.[2] Burt utgår, som han säger, från den gamla tredelningen av själslivet i intelligens, emotion och karaktär och ägnar de tre arbetena: dem med subnormal intelligens, de efterblivna (The backward child), dem med subnormal emotionalitet, de labila och neurotiska (The subnormal mind), och de moraliskt och karakterologiskt subnormala ungdomarna, de vanartiga (The young delinquent). Vi komma här huvudsakligen att beröra hans arbete om de vanartiga (The young delinquent), ehuru vanartsproblem även beröras i de båda andra volymerna.

Burt fastslår att demarkationslinjen mellan vanart och icke-vanart är arbiträr och icke naturgiven, att vanart i grund och botten snarare är ett socialt än ett psykologiskt begrepp, och att ett barn rent tekniskt är att

[5] Ibid. ss. 140, 141.

[6] Ibid. s. 134.

[7] Ibid. s. 134.

[8] Gregor (1914).

[9] Huvudresultaten framlades i första uppl. från 1925. Citaten i det följande hänvisar till 1948 års upplaga.

[1] 2nd ed. 1937, 3rd ed. 1950.

[2] The young delinquent (1948) s. viii.

betrakta som vanartat, när dess antisociala tendenser synas så allvarliga, att barnet blir, eller bör bli, föremål för ingripande från myndigheternas sida.[3] Burts material omfattar åldrar från 5 och upp t. o. m. 18 år, varav c:a hälften faller mellan 12—15 år. Materialet bestod av tre huvudgrupper:

1. barn överlämnade till Burt i och för psykologisk undersökning från myndigheter, barnavårdsorganisationer, lärare, föräldrar och från sekreterare i föreningar som sysslade med ungdom,
2. en något mindre grupp, uttagen i samband med en pedagogisk översikt av ett representativt London-distrikt,
3. ett ännu mindre urval undersökt då och då vid besök å upptagningshem (remand-homes) eller yrkesskolor (industrial schools, ung. motsv. ungdomsvårdsskolor) där nykomlingar och representativa grupper speciellt testades.[4]

Dessa senare äro de Burt studerat som typiska vanartiga ungdomar och utgöras av sammanlagt 200 fall.[5]

Ungdomarna explorerades efter ett utförligt schema, upptagande ett 20-tal huvudrubriker. Kvantitativa bestämningar av fysiska, intellektuella m. fl. funktioner gjordes även och resultaten infördes i ett protokoll.[6] Förfarandet kan väl närmast karakteriseras som en sorts standardiserad case-history-metodik med kompletterande fysiska och psykologiska kvantitativa bestämningar, allt sammanhållet av en relativt odoktrinär psykoanalytisk syn på metodproblemen.

Burt diskuterar begreppet »Moral Imbecility» och visar hur detta uppkommit genom bidrag från engelskt lagtänkande, från filosofiens moral-sense-begrepp och vidare genom bidrag från medicinskt och antropologiskt håll.[7] Begreppet visar sig, säger Burt, stå i nära relation till Lombrosos begrepp »il reo nato» — den födde förbrytaren — och Havelock Ellis har uttryckligen identifierat »den moraliskt imbecille» med »den medfött kriminelle».[8]

Ellis, som själv hävdar teorier i den lombrosianska riktningen, har i sitt arbete »The criminal»[9] samlat exempel på kriminella, hos vilka »the inborn moral sense» så gott som helt och hållet fattats, men hos vilka intelligensen förblivit intakt.

Burt konstaterar att våra dagars vetenskapliga litteratur ej innehåller ett enda fall analogt med de av Ellis beskrivna. Så fann t. ex. Healy vid sina studier av ett tusen vanartiga inte ett enda fall av moralisk imbecillitet.[1]

[3] Ibid. s. 15.

[4] Ibid. s. 18.

[5] Ibid. ss. 18 och 19.

[6] Ibid. s. 23.

[7] Ibid. s. 30 o. följ.

[8] Ibid. s. 40. För utförligare diskussion av begreppet »Moral Imbecility» hänvisas till framställningen i kap. IV d. a.

[9] Ellis (4th ed. 1910) cit. eft. Burt (1948) s. 40.

[1] Healy: »One thousand juvenile delinquents.»—»When we began our work there was no point, on which we expected more data. We have been constantly on the lookout for a moral imbecile—that is, a person intact in mental powers, but devoid of moral feelings. Many cases have been brought to us as such. We not found one.» (Ibid. s. 783.) Cit. efter Burt (1948) s. 43.

I nästan varje fall, där anhängare av doktrinen om »den moraliskt imbecille» ha sökt illustrera vad de betraktat som »moralisk imbecillitet», fortsätter Burt, är ett visst mått av intellektuell defekt uppenbarligen för handen. En jämförelse mellan vanartigas och icke vanartigas hereditet visar, att i de förstnämndas familjer förekomma bl. a. intellektuella och moraliska defekter oftare än i de icke vanartigas. Men jämförelser mellan de båda kategoriernas hemförhållanden visa även att de vanartiga i detta avseende äro ogynnsammare ställda. Slutsatsen måste bli den, framhåller Burt, att barnen kunna ha lidit lika mycket av efterblivna eller amoraliska föräldrars bristande fostran och vård som av den intelligensnedsättning eller immoralitet de må ha ärvt.[2] Burt drager den slutsatsen att kriminaliteten i sig själv ej är ärftlig. Den kriminelles hereditära konstitution kan anses ha på sin höjd en indirekt verkan. Psykisk och fysisk dålig utrustning predisponera dock till moraliska felsteg senare i livet, men utgöra på intet sätt någon ödesbestämd och oundviklig drivkraft hän mot dessa.[3]

De miljöinflytanden som Burt undersökt i samband med vanartsbeteendet, gav upphov till följande huvudkonklusion: »It is clear that the commonest and the most disastrous conditions are those that centre about the family life.»[4] Burt använder ej begreppet »psykopati» i sin klassifikation av förhållanden som tänkas ha samband med vanart. För Burts inställning till begreppet »Moral Imbecility» ha vi tidigare redogjort, och det är därför ej att förvåna sig över att han intager en lika negativ attityd till psykopatibegreppet med tanke på dessa båda begrepps historiska samband.

Burt omfattar teorien om olika instinkter och mot dessa korresponderande emotioner.[5] Den centrala faktor som tänkes ligga bakom instinkter och emotioner kallar Burt »general emotionality» och personer vars allmänna emotionalitet är utvecklad i exceptionell grad, säger han, kunna tekniskt rubriceras som instabila (unstable).[6] Skillnaden mellan individer med normal och icke normal emotionalitet är, enl. Burt, en gradskillnad och icke en artskillnad. Något kriterium måste uppställas och någon demarkationslinje dragas. För administrativa behov anser han att grova gränssättningar, analoga med dem som användas vid fall av intellektuell subnormalitet, äro tillämpliga. Han föreslår följande gränssättning: »In accordance with the most extreme examples—the 1½ per cent who of the whole population are most emotional—I regard as 'temperamentally defective' and the next most emotional 10 per cent as 'temperamentally unstable', using the phrases in a restricted and technical sense, and taking the percentages as no more than round approximations. The temperamentally defective I should define as persons, who, without being intellectually defective, exhibit from birth or from an early age a permanent emotional instability, so pronounced that they require care, supervision, and control for their own protection or for the protection of others. Broadly speaking, if we endeavour to make an

---

[2] Burt (1948) s. 56.

[3] Ibid. s. 58.

[4] Ibid. s. 187.

[5] (Jfr Mc Dougall, W.: Social psychology, 16th ed. London 1921 och densamme: The energies of men, London 1932.) Ref. Burt (1948) s. 426, not 1 o. 2 jämte Burt (1948) s. 506.

[6] Burt (1948) s. 507.

age-scale for temperamental development, parallel to the age-scales measuring the growth of intelligence, the temperamentally defective child is one who shows less emotional control than would be manifested by an average child of half his cronological age; and the temperamentally defective adult, one who shows less emotional control than an average child of seven.»[7] I en tidigare tidskriftsartikel: »Delinquency and Mental Defect» (1923), har Burt urgerat att begreppet »temperamental deficiency» skulle ersätta begreppet »moral imbecility». Beträffande diagnosen säges där de väsentliga punkterna vara: för det första att inte endast *en* instinkt eller emotion, utan alla, eller åtminstone majoriteten, skola vara excessiva, och för det andra att excesserna skola vara återförbara på ett medfött och därför permanent tillstånd. Fall med enbart psykoneuros och med enbart adolescentisk instabilitet uteslutas därför.[8]

Med detta kriterium kan i Burts material (från 1925) 9 % klassificeras som »temperamentally defective» och 34 % som »temperamentally unstable». Till dessa kan läggas en grupp av fall där barnens emotionalitet når det excessiva stadiet under puberteten, utgörande 2 % av den totala gruppen av vanartiga. Om alla tre grupperna sammanslås (9 + 34 + 2 = 45 %), konstaterar Burt, kännetecknas de vanartiga av att nära hälften utmärkas av »a profound and widespread instability of the emotions. Thus, among all the innate psychological characteristics of the delinquent, a marked emotionality is one of the most frequent, as it is one of the most influtenial.»[9] Under rubriken »Neuroses» diskuterar Burt »psychopathic cases».[1] Där konstateras först att rena psykosfall äro sällsynta i vanartspopulationer, bl. a. beroende på klientelets ålder, därför att enl. Burts åsikt »absolute insanity, of whatever form, is all but nonexistent among the young».[2] »Men», säger han, »insanity like mental deficiency, emerges into normality by insensible degrees. The borderline personalities who stands between a condition of perfect sanity on the one hand, and definite and definable psychosis on the other, may be termed psychopathic.»[3] Dessa senare säges bestå av individer som i regel äro »temperamentally unstable by birth or by heredity, and, in addition, show some approaches to or beginning of insanity, but insanity of a type so mild, so mingled, and so transitory that it cannot be classed under any recognized specific form».[4] Burt säger sig ha klassificerat sina fall under rubriken »psykopater» endast om de visat patologiska såväl som abnorma symptom — »slight delusional tendencies, slight manic-depressive tendencies, or something of the morbid negativism of dementia praecox».[5] Endast 2 % av fallen voro »psykopatiska i denna mening», och denna deras rubbning säges endast stå i indirekt relation till deras kriminalitet. Burt påpekar vidare[6], att under de sista åren har i amerikanska publikationer i

[7] Ibid. s. 513.

[8] Cit. efter Burt (1948) s. 513.

[9] Burt (1948) s. 514.

[1] Ibid. s. 594.

[2] Ibid. s. 594. En åsikt som numera ej är allmänt vedertagen, men som då var vanlig.

[3] Ibid. s. 595.

[4] Ibid. s. 595.

[5] Ibid. s. 595.

[6] Ibid. s. 595 not 3.

kriminalpsykologi ordet »psychopathic» uppträtt med nästan samma ymnighet som tidigare ordet »defective». Ibland utsträckes epitetet till att gälla nästan alla abnorma mentala tillstånd, som varken äro klassificerbara i å ena sidan sinnessjukdom och å andra sidan i intellektuell efterblivenhet eller defekt. Det omfattar sålunda ej endast de neurotiska och psyko-neurotiska, utan praktiskt taget alla som Burt för sin del skulle ha karakteriserat som »temperamentally defective» eller »unstable».[7]

Vår genomgång av Burts arbeten rörande vanartsproblem har visat, att han inskränkt psykopatibegreppets omfång till att gälla alldeles speciella mentala tillstånd. Han har vidare gjort skarp åtskillnad mellan intellektuell subnormalitet och subnormalitet i fråga om temperamentsegenskaper.[8] Onormala avvikelser ifråga om de sistnämnda (»temperamental deficiency» och »temperamental instability»), täcka hos Burt företeelser, som hos andra författare bl. a. betecknas med termen »psykopati» eller motsvarande. Klassifikationen av »temperamentsavvikelserna» är hos Burt en fråga om ett gränssättningsproblem och ej en fråga om på något sätt klart symptomatiskt avgränsade grupper.

Syftet med denna, relativt utförliga, undersökning av Burts arbeten torde nu framstå tydligt: i den mån det som Burt kallat »temperamentsavvikelser» eller »-defekter» har samband med företeelser, som andra klassificerat med hjälp av psykopatibegreppet, och ett sådant samband antydes som nämnts av Burt, är också sambandet med våra tidigare presenterade problemställningar tydligt. För Burt är det fråga om ett gränssättningsproblem, och vi ha baserat vår egen undersökning på antagandet att någon entydig avgränsning, definitionsmässigt och symptomatologiskt, av psykopatibegreppet ej låter sig göra, men att de individer ur ett vanartsklientel, som sammanförts å en anstalt av den karaktär vi tidigare beskrivit (Lövsta, se kap. 1), uppvisat något i sitt beteende, som man ansett ha med »psykopati» att göra. Gränssättningen blir ju där liksom hos Burt, av konventionell karaktär och i sista hand, av praktiska skäl, beroende på specialanstaltens kapacitet i förhållande till övriga anstalters.

e. HEALY & BRONNER (1926) ha i en undersökning baserad på ett material av ungdomliga återfallsbrottslingar i Chicago och Boston, studerat

[7] Burt ger exempel på förf. som använt termen »psychopatic» i denna vida betydelse; Spoulding, Mateer och Goddard och han påpekar att termen i sitt upphovsland Tyskland, med referens till Koch (»Die psychopathischen Minderwertigkeiten» 1891) och Stelzner (»Die psychopathischen Konstitutionen und Ihre Sociologische Bedeutung» 1910) just använts i den av Burt företrädda, snävare betydelsen. Burt (1948 s. 596). Här kan tilläggas att denna tendens till utvidgning av »psykopati-begreppet» synes ha fortskridit, såvida man ej som i en del fall helt och hållet har strukit det ur sin vokabulär eller ersatt det med något annat.

[8] Se här äv. Burt: »The backward child», London 1950, s. 6.

vanart och kriminalitet. Den behandling man använt i de enskilda fallen, jämte de etiologiska faktorer till vanarten man funnit, ha satts i relation till individernas framtida status i socialt hänseende.

I ett material på 4.000 individer redovisas 72,5 % som psykiskt normala, 13,5 % som klart intelligensdefekta och 9,1 % som gränsfall mot intellektuell normalitet. Standardiserade intelligenstest ha använts. För diagnosen »psychopathic personalities» äro procenttalen låga. »Psychopathic personalities, a class of poorly balanced individuals most difficult when they show delinquent tendencies, are enumerated only for the Boston series and there total 2,8 %.»[9]

Om endast de manliga vanartiga medräknas blev inslaget av »psychopathic personalities» 2,45 % (N = 1,444 enl. table 20 s. 254.) Procenttalen gälla endast Boston-materialet, då »psychopathic personality» ej använts som diagnos vid klassificeringen av Chikagomaterialet.[1]

f. PAILTHORPE (1932) undersökte dels kvinnliga fängelseinterner dels interner å hem (preventive and rescue homes) för flickor och unga kvinnor. Ett hundra fall studerades i var och en av populationerna. Vi komma här endast att beröra den sistnämnda studien, emedan endast denna avser ett klientel liknande vårt (ehuru flickor). Klassifikation av fallen i olika grupper har skett, säger förf. »from a strictly individualistic point of view, having regard to their individual make-up, including their intellectual and sentimental capacities and their social environment.»[2] De hundra fallen examinerades på grundval av information från »the superintendent, from House-records, from the girls themselves, and from medical records supplemented by physical examination by the investigators when considered necessary», m. a. o. med hjälp av klinisk metod.[3] Intelligensbestämningar ha dock skett med hjälp av testmetoder. Det påpekas att vissa av fallen hade visat mycket ringa grad av vanart och att dessa hade omhändertagits närmast i preventivt syfte.[4]

I ett avsnitt om utvecklingen av känslolivet hos internerna redovisas bl. a. inslaget av »psykopati». I 55 fall av de hundra undersökta konstaterades »mental imbalance» i patologisk grad. Arten av denna var:[5]

Psychoneurotic	37 cases
Psychopathic	39 »
Cyclothymic	8 »
Dementia praecox	3 »

Av de undersökta 100 internerna kunde således 39 % karakteriseras som »psychopathic». Någon definition av psykopatibegreppet eller

[9] Ibid. ss. 149—153.

[1] Ibid. s. 273 table 47.

[2] Ibid. s. 12.

[3] Ibid. s. 25.

[4] Ibid. s. 24.

[5] Ibid. s. 39. Betydlig »overlapping» föreligger.

någon diskussion om dess användning ha vi ej kunnat finna hos Pailthorpe.

g. HEALY & BRONNER (1936) ha gjort en intensivundersökning av 153 vanartiga, 130 pojkar och 23 flickor.[6] Undersökningen utfördes samtidigt i tre representativa amerikanska städer. De intressantaste aspekterna på vanartsproblemet anse sig förff. ha fått genom komparativt studium av vanartiga och dessas icke-vanartiga syskon.[7]

Av de 153 fallen redovisas 6 under diagnosen »abnormal personality» (3,92 %), 19 under »neurosis or psychoneurosis» (12,4 %), 5 under »mild or early psychosis» (3,27 %).[8] 65 % säges äga normal emotionell balans eller kontroll.[9] Grövre emotionell missanpassning visade 131 fall.[1]

Jämförelser mellan 105 vanartiga och dessas icke-vanartiga syskon (kontrollgruppen) visade enl. Healy & Bronner att kontrollgruppen i större utsträckning genomgått en normal och sund utveckling under barndomen.[2] Skillnaden mellan de båda grupperna ifråga om vad förff. kalla »personality deviations», avseende bl. a. »abnormal personality, neurosis or early psychosis», framhålles starkt. I vanartsgruppen ansågos 25 fall definitivt kunna diagnosticeras i dessa kategorier, under det att endast 2, enligt samma kriterier, kunde återfinnas i kontrollgruppen.

Ingenstädes i arbetet har diagnosen »psykopati» eller därmed jämförlig diagnos använts för att karakterisera individerna. Healy & Bronners »abnormal personality» förekom i vanartsgruppen i 5 fall mot 2 i kontrollgruppen. »Constitutional inferior personality» förekom i proportionen 2 mot 0. För vanartsgruppen bli således procenttalen 4,76 resp. 1,90 för ovannämnda diagnoser. I vad mån de använda termerna »abnormal personality» och »constitutional inferior personality» kan tänkas motsvara vad som kallats »psykopati» är svårt att uttala sig om. Vid jämförelse med andra vanartsundersökningars siffror avseende inslaget av »psykopati», te sig procenttalen (4,76 resp. 1,90) låga. Man får därför tänka sig att relativt rigorösa kriterier uppställts av Healy & Bronner vid avgränsningen.

Undersökningen upptar vidare jämförelser mellan tvillingar, vanartiga och kontroller, avseende bl. a. de båda gruppernas emotionalitet. Case-history metodiken har flitigt använts, psykometriska metoder däremot i mindre utsträckning.

h. EAST (1942) gjorde en studie av 4.000 manliga kriminella ungdomar. East använder ej psykopatibegreppet i sin klassifikation av de ungdomliga kriminella, utan instämmer i kören av kritiska röster mot begreppets användande och säger: »It is not so long ago since criminal conduct was

[6] Ibid. s. 37. Citaten hänvisa till 1946 års upplaga.
[7] Ibid. s. 14.
[8] Ibid. s. 42.
[9] Ibid. s. 46.
[1] Ibid. s. 49.
[2] Ibid. s. 57.

said to be due to a mental kink» (s. 311) och menar att psykopatibegreppet ej heller är något annat. I sitt material fann han:

Sinnessjukdom	0,9 %
Epilepsi el. genomgången sådan	0,9 %
Psychoneuros	1,2 %
Intelligensdefekt	14,7 %

Vad East kallar »personality abnormalities» fann han hos 275 (av 4.000) d. v. s. 14,5 %.

Förvånansvärt ringa inslag av abnormiteter överhuvudtaget konstateras i denna undersökning. East har vidare undersökt vad han benämner »anomalies of instinct activities», varvid ett system av vida kategorier användes, i vilket individerna inplacerades på grundval av kliniska iakttagelser. Detta har emellertid ringa intresse för våra syften, varför det här förbigås.

i. FRIEDLANDER (1947) granskar vanartsproblemet från psykoanalytisk utgångspunkt. I ett avsnitt i arbetet, som huvudsakligen är uppbyggt efter traditionellt psykoanalytiskt schema, behandlar Friedlander »psychopathic personalities» och deras roll i samband med kriminalitet och vanart. Beträffande begreppets definition säger hon att det (psychopathic personality) »is as vague and as open to misinterpretations as was the former conception of 'moral insanity'», och vagheten hos begreppet säges bero på vår bristande kunskap om detsamma. Henderson (1939) säges ha bringat någon reda i detta kaos genom att beskriva tre olika typer av »psychopathic personality»: (1) »the predominantly aggressive», (2) »the predominantly passive or inadequate» och (3) »the predominantly creative» (Friedlander [1947] s. 138). Färska encephalografiska studier anses ge löfte om klarare definition av den första gruppen (1). Tillgängliga fakta tycks också visa att bland de aggressiva »psykopaterna» finns en grupp, vars beteende är orsakat av någon organisk avvikelse — vars natur ej är klart definierad —, men som etiologiskt får tänkas höra till epilepsigruppen. Den grupp som beskrivits under (3) »the predominantly creative» producerar inga kriminella, men olika sådana fall säges ha beskrivits av skilda författare och under olika rubriker. Dessa fall skulle ofta även kunnat höra till Hendersons grupp (2) »predominantly passive and inadequate type».

På anstalten, anser Friedlander, bereda dessa passiva individer, grupp (2), ledningen stora bekymmer. I motsats till de aggressiva ungdomarna, flyta dessa individer mycket lätt in i anstaltsrutinen, äro alltid vänliga och lydiga, men gå ut igen i livet helt oförändrade, färdiga att på nytt begå samma handlingar som en gång ha fört dem dit. Dessa passiva individers brottshandlingar äro snarare milda än grova, men de fortsätta detta sitt handlande oberoende av huru ofta detta för dem till fängelset eller anstalten. Ett beteende som Alexander beskrivit som karakteristiskt för »the neurotic character» anser Friedlander vara av liknande psykologisk beskaffenhet som det ovan refererade.

De flesta förff. äro överens om, menar Friedlander, att ingen förändring i beteendet hos dessa (de passiva etc.) kan åstadkommas med de vanliga behandlingsmetoderna. Friedlander beskriver också ett fall, som ansetts höra

hemma inom denna den »passiva psykopatgruppen» och som behandlats av henne med psykoanalys, ehuru med måttligt lyckosamt resultat.

Friedlander intar, i likhet med de flesta psykoanalytiker, en mycket reserverad hållning till psykopatibegreppet, men ersätter det inte utan vidare med »karaktärsneuros» el. dyl. utan anser det vara värt att nämna i samband med en diskussion om vanartens etiologi. Några siffror ang. frekvensen »psykopati» i vanartsklientel meddelas ej.

j. SHELDON (1949) har givit ett originellt bidrag till vanartslitteraturen genom den tredje volymen i »The Human Constitution Series», kallad »Varieties of Delinquent Youth». I de två tidigare volymerna i denna serie, »The Varieties of Human Physique» och »The Varities of Temperament»[3], har Sheldon byggt upp ett referenssystem avseende dels morfologiska data och dels data rörande »dynamiska temperamentkomponenter» för att använda hans eget uttryckssätt. Den första volymen i serien ägnar Sheldon bl. a. åt en kritik av tidigare försök att uppställa morfologiska typer och indices och anser dessas största fel bestå i att man antagit dichotoma typer istället för ett system, som tillåter variation längs dimensionella axlar.[4] Den andra volymen ägnas åt en analys av 200 unga män (collegestuderande) ifråga om morfologiska kännetecken och temperamentsvariationer. De samband mellan morfologiska data och temperamentsegenskaper förf. funnit, ge i vissa fall upphov till korrelationskoefficienter av storleksordningen 0,80.[5]

I den tredje och sista volymen av »The Human Constitution Series»[6] tillämpar nu Sheldon sina metoder på ett material bestående av 200 pojkar, vanartiga och placerade på en anstalt, »The Hayden Goodwill Inn», belägen i Boston. Jämförelser mellan dessa 200 och i tidigare arbeten använda collegepopulationer visade markanta skillnader i somatotyp.[7] Skillnaderna gingo i den riktningen att de vanartiga »so far as the somatotype is concerned, ... far from being weaklings, are a little on the hefty and meaty side».[8]

En stor del av de 200 vanartiga placerades i psykoneurosernas kategori. Det visade sig vidare, att på det hela taget de 200 pojkarnas

[3] Sheldon (1940), (1942).

[4] Sheldon (1940) ss. 27, 29.

Ett försök av Sheldon och hans medarbetare att klassificera 400 studenter på basis av Kretschmers tre-kategori typologi gav näring åt kritiken. De följde därvid ett morfologiskt index, uppställt av Viola, för att nå objektivast möjliga bestämningar. Efter en statistisk bearbetning av de av Kretschmer föreslagna mätningarna var det möjligt att klassificera blott 12 % som klart atletiska, omkring 9 % som asteniska och omkring 7 % som pykniska. Resten — 72 % — visade sig vara blandtyper.

[5] Sheldon (1942) s. 11. Dessa sambands storlek torde i icke ringa grad bero på det enkla faktum att de temperamentsvariabler som använts för skattningarna haft stark somatisk affinitet (se t. ex. Sheldon [1942] »Love of eating» s. 26), och att skattarna varit förtrogna med det morfologiska referenssystemet.

[6] Sheldon (1949). [7] Ibid. s. 726.

[8] Ibid. s. 730. Resultatet ger således inget stöd för en adlersk teori om organisk mindrevärdighet med vanart som kompensatoriskt fenomen, utan snarare motsatsen, för det studerade klientelet ifråga.

föräldrar hade varit väl så vanartiga som pojkarna själva.[9] Stark evidens förelåg dessutom för att en stor del av pojkarnas föräldrar voro sinnesslöa. Psykopatibegreppet förekommer ej hos Sheldon.

I de undersökningar rörande vanart vi här penetrerat har man i de flesta fall ansett sig kunna karakterisera en del individer med hjälp av diagnosen »psykopati» eller motsvarande. Man har också i många fall betonat »psykopatiens» roll som etiologisk faktor till vanartsbeteendet. I några av arbetena har man av olika skäl ej ansett sig böra använda psykopatibegreppet vid diagnosställandet.

Vi ha i vårt val av undersökningar ej följt någon princip som skulle kunna tänkas verka selegerande i riktning mot flitigt användande av »psykopati»-diagnosen eller motsatsen. För de svenska undersökningarnas vidkommande ha vi medtagit samtliga av någon större betydelse. Beträffande de utländska har i varje fall icke någon medveten selektionsprincip använts, utan vi ha medtagit några av de större och oftast citerade arbetena.[9a]

---

[9] Ibid. s. 763.

[9a] Andra arbeten, som kunna nämnas, äro främst de, som utförts av makarna Glueck. I Glueck & Glueck (1930) ligger tyngdpunkten på omsorgsfulla follow-up-studier av fall, som tidigare passerat »Massachusetts Reformatory». Av 510 män kunde över 90 % senare identifieras och bli föremål för personliga intervjuer. Från undersökningarna av materialet på anstalten kan nämnas, att i 60 % av fallen kommo de intagna från »broken homes», och i 18 % av fallen hade de åsatts diagnosen »psychopathic personality». Psykos förekom i endast 3,1 % av fallen. Sattes psykopatidiagnosen i relation till den sociala prognosen, visade det sig, att visst samband förelåg, såtillvida att de med denna diagnos hade något mindre utsikter till god prognos och något större utsikter till dålig prognos efter utskrivningen. Detta arbete följer de f. d. intagna under en period av 5 år. I ett senare arbete (Glueck & Glueck, 1937) följes samma grupp upp efter ytterligare 5 år, och i ännu ett (Glueck & Glueck, 1943) har en tredje femårsperiod lagts till de båda föregående, och follow-up-undersökningarna täcka då intervallen 5, 10 och 15 år. I dessa och några ytterligare arbeten ha makarna Glueck framför allt intresserat sig för effekten av olika slag av korrektiv behandling i relation till den sociala prognosen. Sedermera har intresset hos dessa forskare överflyttats på frågor om vanartens och kriminalitetens orsaker. Den första volymen i en serie undersökningar av detta slag är Gluck & Glueck (1950), där vanartiga matchas mot icke-vanartiga och genomgå bl. a. ett testningsprogram, omfattande Wechsler-Bellevue, Stanford Achievement och Rorschach. Medicinska undersökningar och intervju, utförd av psykiater, ingå även. Prediktionstabeller, uppgjorda på basis av sociala data, Rorschach och psykiatriska data, jämföras, och de så erhållna sannolika kausala faktorerna granskas. På grundval av Rorschachtestet karakteriserades 36 av 496 (7,3 %) som »psykopater», i kontrollmaterialet erhöllo endast 2 av 495 (0,4 %) denna diagnos.

Bland de många, under senare år utkomna arbetena rörande vanart, märkas

Tabell 1

Frekvens av s. k. psykopati el. motsvarande i olika vanartsklientel

Undersökare	Frekv. i %	(N)	Kön	Använd diagnos
A. Svenska undersökningar				
Lund (1918)	8,60	175	m[1]	»Psychopathisch».
Nordal (1935)	11,00	186	m + f	»Moral insanity», »dålig prognos».
S. O. U. (1937)	9,00	758	m	»I behov av vård å psykopatanstalt».
Ahnsjö (1941)	46,70	550	f	»Psychopaths». Materialet selektivt.
Jonsson (1944)	—	—	m + f	Ej använt begreppet.
Otterström (1946)	22,50	445	m + f	»Psychopathy in wide sense», »doubtful value».
B. Utländska undersökningar.				
Gruhle (1912)	—	105	m	Psyk. abn. av annat slag än intelligensdefekt och psykos påvisad men karaktär och frekvens ej ang.
Healy (1915)	2,07	823	m + f	»Constitutional inferiority, including marked neurasthenic and psychopathic types» (i betydelsen av kausal faktor till vanart).
Gregor (1918)	56,90	46	m	»Psychopathen» (Schulpflichtige).
Gregor (1918)	64,10	54	m	»Psychopathen» (Schulentlassene).
Burt (1925)	2,00	200	m + f	»Psychopathic cases» (i viss angiven mening).
Healy and Bronner (1926)	2,45	1444	m	»Psychopathic personality».
Pailthorpe (1932)	39,00	100	f	»Psychopathic».
Healy and Bronner (1936)	4,76	105	m + f	»Abnormal personality».
Healy and Bronner (1936)	1,90	105	m + f	»Constitutional inferior personality».
East (1942)	14,50	4000	m	»Personality abnormalities».
Friedlander (1947)		—	—	(Begreppet använt men frekvensen i visst vanartsklientel ej angiven.)
Sheldon (1949)	—	200	m	(Begreppet ej förekommande.)

[1] m = manligt, f = kvinnligt } klientel

Hur ställer det sig då om vi jämför frekvensen av förekomsten av psykopati-diagnoser i de olika vanartspopulationerna? Kan man vänta sig någorlunda överensstämmelse mellan olika undersökare beträffande de gjorda fynden? Följande tabellariska översikter ge viss uppfattning om i vilken riktning svaret på frågan bör gå. Översikterna i tabell 1 och 2 avse de undersökningar vi i det föregående ha penetrerat. I noter hänvisas till frekvenser i andra undersökningar.

Översikten visar att frekvensen av »psykopati» i olika klientel är ytterst varierande.[1] Det vill synas som om variationerna av frekvensen »psykopati»-diagnoser i olika klientel snarare äro att tillskriva olikheter i tolkning, definition och användning av psykopatibegreppet och svårigheter vid diagnosställandet, än en faktisk variation i de olika

---

bl. a. Page (1950), som innehåller en fyllig samling »case-histories» och till dessa knutna reflektioner angående ungdomsbrottslighet; Ferguson (1952), som i tre grupper: normala pojkar som nyligen slutat skolan, fysiskt defekta i motsvarande ålder, och psykiskt defekta pojkar i samma ålder, studerar förekomsten av vanart i relation till fr. allt sociala faktorer; Stott (1950), som i ett material, omfattande 102 fall, med hjälp av främst case-history-metodik, studerar de omhändertagnas emotionella miljö och deras reaktioner på denna, samt Cohen (1956), som i en sociologisk undersökning av vanartiga pojkar, studerar »The Culture of the Gang» och »The delinquent subculture».

[1] Andra uppgifter ang. frekvensen styrka detta påstående: »The psychopath represents a class of defective adjustment which has long been recognized but which has been subject of a great deal of controversy as to definition and etiology. It has sometimes been defined so generally as the 'antisocial personality', as 'moral imbecility', etc. Under any definition in which the psychopathic personality is characterized simply or mainly by law violation, it is inevitable that studies would show an incongruously large proportion of psychopaths among delinquents. Thus, for example, psychiatrists diagnosed 99,5 per cent of the incoming inmates to the Illinois Reformatory during the years 1919 to 1929 as psychopaths (Illinois Crime Survey, Chicago 1929). Dr Bernard Glueck, conducting pioneer studies in Sing Sing Prison on the mental pathologies of the inmates, found 18,9 per cent psychopathic» (Ment. Hyg. vol. 2 pp 1—42 April 1918). I rapporter till »the National Committee for Mental Hygien», säger Tappan, varierar inslaget av »psykopati»-diagnoser från 45,3 i Kentucky fängelser och ner till 3 till 5,5 i institutioner i Georgia. I en psykiatrisk klinik knuten till en domstol i New York City har under åren 1932 –35, 6,9 % diagnosticerats som psykopater. Tappan drager följande slutsats: »Obviously such wide variations reflect to a large extent the differences in definition or diagnostic policy by several clinics rather than that amount of disparity in the actual members of offenders of psychopathic type», Tappan (1949) ss. 95—96 not 6. Reckless and Smith (1932) ge även en del siffror över frekvensen. »The New York Mental Hygiene study» redovisade 42,2 % av 1.216 intagna å korrektionsanstalter som »psykopater». Morris Ploscow har i en sammanfattning av studier ang. psykiska förhållanden i korrektionsanstalter i 10 stater rapporterat att »psychopathic-personality»-fallen varierar från 5,5 till 35,3 % med medianvärdet 16,9 %. (Tappan, 1949 s. 96) Ploscow (u. å.). Cit. efter Reckless and Smith (1932) s. 110.

klientelens sammansättning. Hos Reckless skymtar ett sådant antagande[2], »it will be noticed that the percentages of inmates diagnosed as psychopathic range from 3 to 45,3, which represents a much wider range and variation than those for percentages of mental disease. Many authorities have called attention to the fact that the concept of psychopathic personality lacks sufficient definitness for use in making diagnosis and that competent psychiatrists themselves will vary greatly in their judgements as to who should or should not be classified as psychopaths.»

I en statistisk analys[3] av diagnoserna vid en psykiatrisk avdelning i Sing Sing konkluderades likaledes att: »The diagnosis of psychopathic is almost utterly unreliable and that the concept of psychopathy is not consistently determined ... Interestingly enough, the diagnoses of normal and feeble-minded were found to be consistenly determined and highly reliable, the latter even more so than the former.»[4] I »Studies in social psychology in World War II», fann man variationer i frekvensen psykopatidiagnoser som betecknas som »almost fantastic».[5]

Beträffande de undersökningar vi behandlat kan ringa uppfattning erhållas om, huruvida de olika klientelen äro relativt likartade eller ej. Stora variationer kunna tänkas bero på vilken praxis som följts ifråga om vanartsindikationen. Vid en viss tidpunkt eller i ett visst samhälle kan ingripande tänkas ske gentemot fall, som vid en annan tidpunkt eller i ett annat samhälle skulle lämnats utan avseende, eller som det skulle ordnats för på annat sätt än genom institutionalisering på vanartsindikation. Några direkta hållpunkter för diagnosernas variabilitet kan givetvis ej erhållas med mindre än att två eller flera bedömare oberoende av varandra ha diagnosticerat samma klientel. Några sådana undersökningar ha vi ej kunnat finna.

Man skulle kunna tänka sig att man undersökte, hur någon annan förmodad kausal faktor till vanarten varierade i olika klientel, t. ex. »stympade hem», »neuros», »intelligensrubbning» el. dyl. Visade det sig då, att någon av dessa faktorer hade betydligt mindre variabilitet än »psykopati»-diagnosen, skulle detta ge fog för antagandet, att variationerna i olika populationer snarare äro att tillskriva förhållanden, som ha med diagnosställandet att skaffa än genuina olikheter i popula-

---

[2] Reckless (1940) s. 210.

[3] Powell (1936). Cit. efter Reckless (1940).

[4] Powell (1936) p. 41 cit. efter Reckless (1940).

[5] Stouffer, et al. (1950) s. 475 och Table 3 s. 553. Tabellen upptar diagnoser på dem som kasserats för militärtjänst av psykiatriska skäl. Procenten psykopatidiagnoser varierar från 2 procent upp till 87 % i olika förband med medeltalet 27,8 %.

tionernas sammansättning. Någon fullständig sådan undersökning anse vi oss i detta sammanhang ej kunna gå in på. Vi undersöka emellertid variationerna hos åtminstone en faktor och välja då frekvensen psykos i olika vanartsklientel. Faktorn »stympade hem» är starkt beroende av viss samhällsstruktur, lättheten att erhålla skilsmässa etc., neuros kan många gånger inrymma liknande definitionssvårigheter som psykopatibegreppet.[6] Psykos är entydigare definierat, innebär ej samma graduella övergångar till normalt psykiskt status som beträffande neuros och har enhetligare symptomatologi. Nackdelen är att vi endast kan vänta oss låga frekvenssiffror, dels på grund av klientelets ungdom och psykosernas relativa sällsynthet under dessa år, dels på grund av att många psykotiska ungdomar aldrig blivit i tillfälle att företaga vanartshandlingar på grund av att de vistats å sjukhus eller

Tabell 2

Frekvens av psykos i olika vanartsklientel

Undersökare	Frekv. i %	(N)	Använd diagnos
A. Svenska undersökningar.			
Lund (1918)	0,00	175	»Inga fullt utv. psykoser».
Nordal (1935)	—	186	Uppgifter saknas.
S. O. U. (1937)	—	758	» »
Ahnsjö (1941)	2,70	550	Sinnessjukdom (epilepsi 2,4 %).
Otterström (1946)	0,49	1428	Sinnessjukdom.
B. Utländska undersökningar.			
Gruhle (1912)	0,95	105	Sinnessjukdom.
Healy (1915)	5,80	823	»Major psychosis»: »Minor psychosis» var 4,0 %.
Gregor (1918)	4,30	46	Psykos hos »Schulpflichtige».
Gregor (1918)	3,70	54	Psykos hos »Schulentlassene».
Burt (1925)	0,50	200	Psykos.
Healy and Bronner (1926)	5,60	4000	Psykos Chikago.
	1,00		» Boston.
Pailthorpe (1932)	3,00	100	Psykos.
Healy and Bronner (1936)	3,27	153	Psykos.
East (1942)	0,90	4000	Psykos (epilepsi 0,9 %).
Friedlander (1947)	—	—	Uppgifter saknas.
Sheldon (1949)	—	—	» »

[6] Stouffer et al. (1950). Table 3 s. 553 upptager även diagnosen »psychoneurotic», procenttalet varierar där mellan 2,7 % och 90,2 % med medeltalet 39,9 % !

övervakats på annat sätt. De låga frekvenssiffrorna överhuvudtaget kunna då ej ge upphov till större variationer mellan olika klientel.

Med dessa betänkligheter i minnet vilja vi dock meddela frekvensen psykos-diagnoser i de studerade klientelen.

Frekvenserna äro, som synes, genomgående låga och antalet undersökningar relativt få. Man kan, åtminstone teoretiskt, jämföra variabiliteten i diagnosställande för dels s. k. psykopati och dels för psykos genom att beräkna variationskoefficienten (Garrett [1953] s. 57) i båda fallen.

Variationskoefficienten för psykopatidiagnoserna blir här V = 96 och för psykosdiagnoserna V = 75, där det högre värdet anger högre grad av variabilitet. Materialet hos Stouffer et al. (1950) är fylligare och rättfärdigar bättre en beräkning av variabiliteten. För 38 olika förband finnas både procenttalet psykopatidiagnoser och procenttalet psykosdiagnoser angivet. För det förstnämnda slaget blir V = 353 och för det senare slaget diagnoser blir V = 150, dvs variationerna i »psykos» äro mindre än hälften (42 %) så stora som variationerna i »psykopati». Vad som tidigare sagts kan tillspetsas ytterligare; det förefaller sannolikt, att de stora variationerna snarare beror på diagnostikerna än på de diagnosticerade. Översikten har vidare givit en uppfattning om metoderna för diagnosställandet i de fall, där man icke av principiella skäl vägrat taga befattning med psykopatibegreppet. I samtliga fall har man begagnat s. k. klinisk metod, dvs en subjektiv impressionistisk bedömning av fallen enl. någon viss definition på »psykopati», t. ex. den schneiderska. Eller har man redovisat ett statistiskt material av fall, som andra (vanligtvis många olika bedömare) bedömt på liknande grunder. En intressant metoddiskussion förekommer hos Burt, som gör diagnosfrågan till ett gränssättningsproblem i en kontinuerlig variabel. Det kliniska diagnosställandet är intimt förknippat med vederbörande diagnostikers avgränsning av psykopatibegreppet. En översikt av olika tolkningar av detta begrepp lämnas i det följande kapitlet.

Kapitel III

OLIKA TOLKNINGAR AV PSYKOPATIBEGREPPET

Vår genomgång av några vanartsundersökningar visade, att man i många fall klassificerat en del individer med hjälp av psykopatibegreppet och ofta även ansett, att denna deras s. k. psykopati varit en viktig etiologisk faktor till vanartsbeteendets uppkomst. I andra fall däremot hade man helt avvisat begreppet såsom obehövligt, olämpligt och vilseledande. Dessa olika ståndpunktstaganden torde vara återförbara på det faktum, att begreppet varit föremål för många olika tolkningar och uppfattningar. Vi antogo också, att de synnerligen skiftande uppgifterna om frekvensen av s. k. psykopati el. motsvarande olika vanartsklientel snarare var ett uttryck för olika tolkningar av psykopatibegreppet än för genuina skillnader i klientelens sammansättning.

Om man studerar psykopatibegreppet och dess utveckling, har man svårt att freda sig för misstanken, att många uttalanden som gjorts ha karaktär av s. k. cirkelresonemang. Reckless har i ett avsnitt om »psychopathic personality» framhållit detta. »By definition, crime is made evidence for the existence of a psychopathic condition and then the psychopathic condition is made the cause of criminal behavior.»[1] Om man ersätter »crime» med »delinquency», i detta uttalande torde det vara tillämpligt även beträffande vissa samband mellan »psykopati» och vanart. Man kan nog också våga påstå, att få begrepp varit mer omstridda och utsatta för kritik än just psykopatibegreppet. Dess karaktär av tvistefrö har också skymtat tidigare i vår framställning. Kritiska röster ha höjts och krävt psykopatibegreppets totala avskaffande.[2] Och dock användes det alltjämt, såväl i teoretiska framställningar och offentliga utredningar (SOU [1952]) som vid det praktiska diagnosställandet.

[1] Reckless (1940) s. 211.

[2] Mest drastisk kanske kritiken har utformats hos Kinberg, där det heter: »The term psychopath is only a medical parvenu. It has no venerable descent of theology or philosophy, but derives from common medical thoughtlessness and thought muddle. How long it will survive I do not know, but I know that I cannot dedicate the next thirty years of my life to its destruction, but must leave that task to younger colleagues.» Kinberg (1947).

Preu har sökt lösa definitionsfrågan i uppsatsen: »The concept of psychopathic personality» och skriver: »It would be desirable to define 'psychopathic personality' precisely before undertaking to discuss the historical development of the term and the implications of its use in present-day psychiatry. This logical preliminary requirement for an orderly procedure is difficult to satisfy. The diagnostic label psychopathic personality is a convenient designation, as will be seen, in meeting certain practical necessities of psychiatric practice; but it is one of the vaguest terms employed in modern clinical psychiatry. No agreement exists as to the exact limitations to be placed on its use. Quotations of the definitions offered by leading authorities will make plain the lack of definitive clarity.»[3] Preu citerar definitioner givna av Henderson & Gillespie (1930), Henry (1938), Muncie (1939) och Strecker & Ebough (1940). De givna definitionerna anses representera åsikter som omfattas av majoriteten av psykiatriker beträffande psykopatibegreppet. Preu anser att de kunna sammanfattas som följer: »The diagnostic labels psychopathic personality and constitutional psychopathic inferiority designate those individuals who have manifested considerable difficulty in social adjustment over a period of many years or throughout life, but who are not of defective intelligence nor suffering from structural disease of the brain or epilepsy, and whose difficulties in adjustment have not been manifested by the behavioral syndromes which are conventionally referred to as neuroses and psychoses.»[4]

[3] Preu (1945) s. 922.

Gerles inställning till begreppet ha vi tidigare nämnt. Han yrkade att vi måste »definitivt utrensa sådant hindrande ogräs som det nu förlegade och utdömningsfärdiga begreppet 'psykopati', och i stället ersätta begreppet med uppfattningar, grundade på Sjöbrings teorier». Gerle (1947).

Men Gerle har ej fått stå oemotsagd. Helweg (1948) har i en artikel (1948 bd. 3, s. 105) tagit skarpt avstånd från Gerles synpunkter. Efter en kortfattad kritik av Sjöbrings konstitutionslära som utmynnar i ett bestridande av Gerles tes att de s. k. psykopaterna tillfredsställande individuellt kan diagnosticeras genom rubricerandet av givna karakterologiska typer enl. Sjöbrings konstitutionslära kommer Helweg fram till själva kärnpunkten i sin kritik. Han säger att talrika, antagligen mycket talrika, anlag kan variera efter Gausskurvan och därvid ge upphov till en oändlig mängd av varianter ifråga om personlighet. Det sjöbringska fyrdimensionssystemet anses ej tillfyllest för täckandet av alla dessa variationer. Helweg skriver: »I variationernes yderbegreber fremkommer der da kombinationer, som enten på grund af et enkelt anlægs hyperplasi eller aplasi, eller på grund af en usædvanlig kombination bliver stærkt karakterologisk afvigende. Dem kalder vi psykopather.» Helweg (1948) s. 111.

[4] Ibid. s. 923. En psykopatidefinition som för Sveriges del (enl. Gerle [1947] s. 5) har fått något av officiell prägel är den som givits i Betänkande, Strafflagsberedningens, ang. strafflagens tillräknelighetsbestämmelser, sinnesundersökning

Vi utgå tillsvidare från denna Preu's definition. Genom sin karaktär av uteslutningsdefinition kan den i sig inrymma många disparata uppfattningar och därmed tjäna som en lämplig introduktion till en komparativ översikt.

1. Historisk översikt

Psykopatibegreppets historia har skildrats bl. a. av Partridge (1930), Henderson (1939), Preu (1945), Gerle (1947), SOU (1952) och Gerle (1955). Vi ge här endast en summarisk översikt och hänvisa i övrigt till tidigare framställningar. Begreppet anses kunna föras tillbaka till fransmännen Pinel (1809) och Esquirol (1838) och tysken Platner (1824), men engelsmannen Prichard framhålles som begreppets egentliga upphovsman. Med termerna »Moral Insanity» och »Moral Imbecility» har han beskrivit en grupp psykiska tillstånd som nu i allmänhet klassificeras som »psychopathic personality» eller »constitutional psychopathic inferiority». Morel (1857) och Magnan och Legrain (1895) ha även bidragit till begreppsbildningen.[5]

Koch (1891) var dock den som introducerade begreppet i den språkliga dräkt, vari vi sedan ofta sett det klädas, och Gerle anför att Koch brukar betecknas som »psykopatiens fader».[6] I ett kapitel med rubriken »Die psychopathischen Minderwertigkeiten» i en lärobok i psykiatri utkommen 1888, skildrar Koch ett antal psykiska abnormtillstånd, som utgöra ett mellanskikt mellan psykisk hälsa och sinnessjukdom.[7]

---

m. m. avgivet 1942, Sthlm 1943, där det heter: »Psykopati åter innebär bestående brister på vilje- och känslolivets område, som framför allt framträda i oförmåga eller svårighet att anpassa sig i samlevnaden med andra människor och som hava sin grund i ärftliga anlag eller i sjukdomar och skador, som inträffat så tidigt i barndomen, att de blivit bestämmande för karaktärsutvecklingen.» Cit. efter Gerle (1947) s. 5. Vi ha velat nämna denna def. emedan den ligger till grund för gällande lagbestämmelser och praxis i tillämpningen och således kan tänkas ha medverkat vid avskiljandet av den grupp ungdomsvårdsskoleelever som betecknats som »psykopatiska». Begreppets karaktär av bekväm gottköpsdiagnos framkommer hos Harriman (The new Dictionary of Psychology N. Y. 1947 s. 275) där det heter beträffande uppslagsordet »psychopath» att med detta menas: »an egocentric, impulsive, asocial individual. The term is variously defined, and the category has been the occasion of much dispute, some writers referring to it as a 'waste basket' into which patients who are neither psychoneurotic, nor psychotic are placed.» Uttalandets berättigande torde framgå av vår framställning i det följande.

[5] Preu (1945) s. 923 och Gerle (1955) ss. 1—6.

[6] Gerle (1947) s. 10.

[7] Ibid. s. 10.

Kapitlet utges sedan (1891), väsentligt utökat, som ett separat arbete.[8] Kochs term »psychopathische Minderwertigkeit» avsåg ej endast den grupp som Prichard betecknat som »morally insane», utan även vissa hysterier och tvångsneuroser räknades dit. I Kochs bidrag syntes för första gången antagandet om en underliggande och sannolikt hereditärt bestämd svaghet eller »mindrevärdighet» som predisponerade till en »psykopatisk» utveckling.[9]

Ziehen övertog begreppet från Koch men kallar det i stället för »psykopatisk mindrevärdighet» för »psykopatisk konstitution». Genom Ziehen ställdes begreppet mera i centrum för psykologers och pedagogers intresse. Tidigare hade verklighetsunderlaget för studiet av psykopatibegreppet utgjorts av individer ur sinnessjukhusens och fängelsernas klientel, men Ziehen ger i »Die Geisteskrankheiten des Kindesalters» (Berlin 1902—1906) exempel på »psykopatiens» förekomst i barnaåren och sätter den i samband med uppföranderubbningar i skola och hem. Näst efter medfödd sinnesslöhet säges de psykopatiska konstitutionerna vara de vanligast förekommande psykiska störningarna i barndomen.[1]

Kraepelin (1904) präglade termen »psychopathische Persönlichkeiten» efter att tidigare ha skildrat likartade anomalier under varierande beteckningar.[2]

Vid denna tid, i början av 1900-talet, synes begreppet ha gjort sitt intåg i den amerikanska facklitteraturen. Enl. Huddleson[3] användes termen först av Meyer (1906) som en del i antagandet om »psychoses with constitutional inferiority». Han ansåg att minsta oreda skapades, om man i begreppet inkluderade en relativt stor grupp av »inferiorities not sufficiently differentiated to be regarded as definite mental diseases, and let these be listed under the heading 'constitutional inferiority'».[4] Utvecklingen i Amerika synes sedan ha gått i den riktningen, att »psychopathic personality» blivit den oftast använda termen för här åsyftade företeelser.

På kontinenten kom nu Birnbaum med bidrag till läran om »psykopatien» el. kanske rättare »psykopatierna» och med särskild hänsyn till kriminalitetsproblemen.[5] Birnbaum definierar »psykopaterna» som

[8] Koch (1891).
[9] Preu (1945) s. 923.
[1] Ziehen (1906) Teil III s. 23.
[2] Kraepelin (1904). Cit. efter Gerle (1955) ss. 9—10.
[3] Cit. efter Partridge (1930).
[4] Ibid. s. 60.
[5] Birnbaum (1909) och (1914).

Birnbaum anser att mycket stode att vinna om studiet av »psykopatierna toges upp från såväl psykiatriska som allmänpsykologiska utgångspunkter, eftersom de personlighetskomplex som vi känna från normalpsykologien även måste finnas hos de psykopatiska personligheterna». Birnbaum (1909) ss. 6, 7.

personlighetstyper, vilka stå på gränsen mellan hälsa och sjukdom och vilka uppvisa väsentligen konstitutionellt betingade måttliga avvikelser från normen, särskilt inom viljans, känslans och driftlivets område.[6]

Den som sedermera kom att dominera psykopatiforskningen på kontinenten var Schneider, främst genom sitt arbete »Die psychopathischen Persönlichkeiten» (1 Aufl. 1923). Där har han givit sin bekanta och ofta refererade definition av psykopatibegreppet: »Psychopatische Persönlichkeiten sind solche abnorme Persönlichkeiten, die an ihrer Abnormität leiden, oder unter deren Abnormität die Gesellschaft leidet.» Schneider (1923) s. 3. Schneider menar att ur en större grupp »Abnorme Persönlichkeiten» kan en mindre grupp »psychopatische Persönlichkeiten» avskiljas på i definitionen angivet sätt. Intellektuella defekter ingå ej i begreppet. Schneider har också gjort ett försök att indela de s. k. psykopaterna i olika grupper. Hans schema upptager 10 huvudgrupper, varav en del bestå av en eller flera — ända upp till 5 — undergrupper.[7] Det är inte utan att man anar ett klassificerande för klassificerandets egen skull!

Heller (1925)[8] betonar att man bör vara försiktig då det gäller »psykopati» hos barn och ha klart för sig, vad som är att rubricera som vanliga »Kinderfehler» och vad som skall betecknas på annat sätt.

2. Nuvarande läge

Det nuvarande läget beträffande psykopatibegreppet betecknas som högst otillfredsställande. »It is evident that psychopathic personality is not a diagnostic entity in the ordinary sense of the word. ... No one symptom and no combination of symptoms which are described as clinical manifestations of psychopathic personality is specific for

[6] Gerle (1955) s. 11.

[7] Schemat återfinnes hos Gerle (1947) s. 15 och Gerle (1955) s. 14. Gerle intar en starkt kritisk attityd till hela denna uppvisning. Han skriver: »För mången kan det givetvis vara lockande att sätta en sådan bjärt etikett på en individ, vilken skall undersökas. Vederbörande slipper då från att företaga någon utredning om orsaken till uppträdandet av de olika symptomen», Gerle (1947) s. 15, och anser att det rör sig om en ytterst ytlig gruppering efter olika symptom och symptomgrupper, Gerle (1955) s. 14. Vad Gerle emellertid ej tycks gå med på är, att sarkasmerna drabba, i viss mån, också den 4-dimensionella sjöbringska konstitutionsläran, som, när den används som allmänt klassifikationsinstrument, måste anses kunna förleda vederbörande i samma riktning.

[8] Heller (1925) s. 44.

that condition ... The psychopathic group includes an indefinite number of poorly delineated problems of personality development and adjustment which do not happen to fit conveniently into the accepted rigid system of psychiatric diagnoses.»[9]

Preu menar att tre bidrag ha givits beträffande teoribildningen med en så pass divergerande syn på problemet i förhållande till tidigare diskussion att de fordrat särskilt hänsynstagande. Dessa tre bidrag äro:

a. PARTRIDGE (1930), som fann, efter en genomgång av litteraturen, att diskrepanserna beträffande psykopatibegreppet voro så stora att tillståndet måste betecknas som förvirrat. Partridge föreslog att en separat diagnostisk enhet kallad »sociopatisk» skulle införas och beteckna ett slag av missanpassning karakteriserat av svårighet att anpassa sig till samhällets krav som det dominerande patognomoniska symptomet.

b. ALEXANDER (1930), som angrep problemet från psykoanalytisk utgångspunkt. Denna riktnings term för »psykopati» är »neurotic character». Han menar att beteckningen neurotisk kan lika väl appliceras på en individ, vilkens svårigheter manifestera sig i form av ett typiskt socialt beteendemönster, som är klart avvikande från det normala, som på en individ som utvecklar en begränsad symptomflora. Alexander satte upp fyra grupper av psykopatologiska reaktioner, differentierade i termer av psykoanalytiska dynamiker: neuros, neurotisk karaktär, psykos och verklig kriminalitet. Dessa grupper uppställdes med utgångspunkt från »ability of the ego to reject unconscious impulses, the neurotic having the greatest capacity and the true criminal having none».[1]

c. KAHN (1931), som menar att ingen skarp åtskillnad kan göras mellan »normal» och »psykopatisk» personlighet. »Psykopaten» utvecklar symptom eller råkar in i sociala svårigheter lättare än genomsnittsmänniskan. Social missanpassning är kardinalpunkten vid det praktiska diagnosställandet. Kliniska studier av »psykopaten» uppdaga inga personlighetskomponenter eller drag som ej finns inom den normala personligheten. Skillnaden mellan de två är kvantitativ. »It is observed that in the personality make-up of those individuals classified as psychopathic (on the basis of social maladjustment) certain traits are disproportionately developed in the sense of deficiency or exaggeration. This entails uneveness or disproportion in personality organisation which makes smooth functioning and successful environmental adjustment difficult.»[2] För Kahn är begreppet deskriptivt bedömt utifrån förekomsten av social missanpassning. För en undersökning som vår synes Kahns uppfattning om kvantitativa avvikelser från genomsnittet som det konstituerande för begreppet ha speciellt intresse. Den kvantitativa aspekten hos Kahn kommer också fram i definitionen: »The psychopathic personality is defined as one characterized by quantitativ peculiarities in impulse, temperament, and character. These quantitativ peculiarities result in a type of personality structure which express itself socially in the form

[9] Preu (1945) s. 927, resp. s. 928.

[1] Preu (1945) s. 932.

[2] Ibid. s. 932.

of maladjustment.»[3] Kahn kan sägas sätta in begreppet i sitt sammanhang med den allmänna personlighetsutvecklingen och skiljer sig därmed markant från de författare, som vilja göra gällande att det är fråga om några speciella sjukdomsyttringar e. d.

Vi ha sett hur man i allmänhet frångått beteckningar som »psychopatische Minderwertigkeiten», »psychopathic inferiority», »constitutional psychopathic inferiority» och likande till förmån för »psychopathic personality», »psychopathic state» eller endast »psykopati» eller dylikt. Om de tidigare använda termerna i sig velat uttrycka något om tillståndens etiologi, så kunna de senare använda sägas närmast åsyfta symptomatologien, även om tanken på något om ej hereditärt, så dock tidigt förvärvat, föresvävat även senare författare vid deras olika tolkningar av psykopatibegreppet.

Preu avslutar sin framställning av psykopatibegreppet med följande uttalande: »The unsatisfactory state of the concept of psychopathic personality illustrates the fertility of orienting psychiatric research about the traditional clinical as 'diseases' of nineteenth century psychiatry. What is needed is a clear description of various problems of behavior expressed in simple unambigous language. It would thus be possible to undertake a common sense attempt to specify the etiologic factors without preconceived bias. Having done this, one could approach the problems of prevention and treatment in a logical systematic fashion.»[4]

Med utgångspunkt från Preu's uttalande skulle då studiet av psykopatibegreppet på ett naturligt sätt låta infoga sig i beteendevetenskapernas studium och analys av det vi kalla »personligheten», på empirisk grundval. Med användande av experimentell och i möjligaste mån kvantitativ metodik[5] samt med statistisk bearbetning av materialet skulle kanske också Preu's efterlysning av enkla och entydiga formuleringar kunna efterkommas och leda till ett infångande av begreppet under mer kontrollerbara betingelser än vad som tidigare varit fallet.

Om man angriper psykopatiproblemet från dessa utgångspunkter och söker få ett grepp på det utefter »personality»-linjen, så uppstår genast frågan om *hur* vi skola bedriva undersökningarna och *vad* som skall undersökas. Att undersöka alla komponenter ingående i det vi kalla personlighet låter sig icke göra av praktiska skäl. Tydligt är att ett visst urval måste ske. Huru? Vi diskutera denna fråga i det följande avsnittet.

---

[3] Ibid. s. 935.

[4] Ibid s. 936.

[5] Jfr Kahns kvantitativa uppfattning av begreppet.

3. Försök till funktionsanalys jämte förslag till funktionsbestämning på empirisk grundval

Vi tänka oss att vi ha på särskilt sätt uppkomna grupper av individer, som ansetts besitta vissa karakteristika beträffande sin personlighetsstruktur (här: »psykopatisk personlighet»), som motiverat att de sammanförts på särskilda lokaliteter (här: anstalt för »psykopater»). Vilka möjligheter kunna vi då använda oss av vid ett studium av dessa? Åtminstone följande tre alternativ synes därvid kunna komma ifråga.

1. Vi använda oss av metoder som äro brukliga vid studiet av personligheten och som avse el. anses avse »personality traits». Urvalet blir då följande: de vanligaste och enklaste metoderna och tillika de som ge de säkraste resultaten. Men vi veta då ingenting om huruvida dessa undersöka för vårt syfte relevanta faktorer.

2. Vi inventera de uttalanden, som gjorts rörande den avskilda gruppens karakteristika (här: symptom på »psykopati»), och söka skapa metoder, som undersöka just de komponenter, som man i allmänhet ansett vara de utslagsgivande. Men genom att metoderna i detta fallet kanske äro nyskapade och försöksbetingelserna unika, ha vi erhållit resultat, som visserligen kanske innehålla väsentliga fakta, men fakta som vi ha svårare att interpretera, därför att vi inte känna deras uppträdande och fördelning i populationen, eller överhuvudtaget deras relevans för personlighetsbegreppet.

3. Vi kunna genom studium och observation av grupperna själva ha iakttagit företeelser och drag inom personlighetssfären, som vi funnit karakteristiska för gruppen ifråga och på vilka en undersökning följaktligen bör taga sikte.

Låt oss då se hur en undersökning enl. de olika alternativen skulle kunna gestalta sig.

Enligt det första böra vi tydligen ge en utblick över de metoder, som använts inom personality-studiet överhuvud för att på denna väg söka komma fram till vilka metoder, som äro de dominerande och samtidigt ge de säkraste resultaten.

Enligt alternativ 2. ha vi tidigare gjort en inventering av ett 50-tal författares uttalanden om »psykopatiens» symptomatologi.[6] En sådan inventering kan naturligtvis på inga villkor göra anspråk på fullständighet. Vårt urval omfattade de vanligast förekommande auktorerna, och då de som av språkliga skäl kunnat medtagas. Från 52 författare extraherades de personlighetsdrag, som ansetts utmärka de

[6] Eriksson (1948).

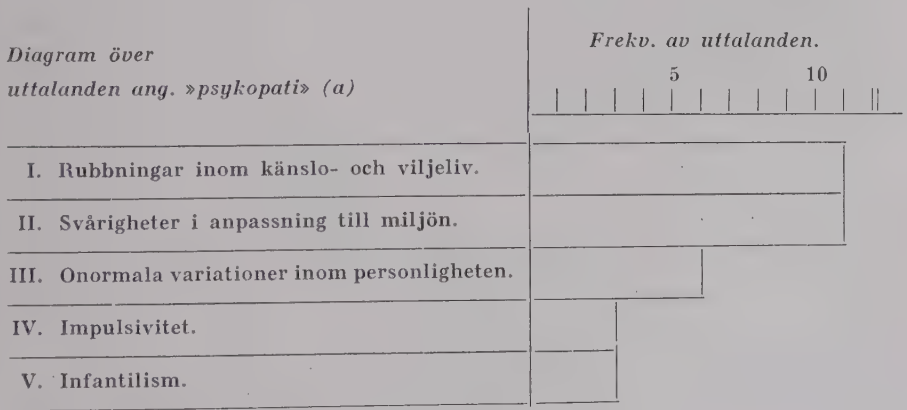
s. k. psykopaterna. Symptomen tabulerades så i alfabetisk ordning och kom att omfatta 105 sådana personlighetsdrag, en ganska fyllig katalog över adjektiv hänförande sig till personligheten överhuvudtaget. Överensstämmelser mellan två el. flera författares uttalanden voro knappast vanliga.[7] Om ett drag, »egocentricitet», kunde dock 5 olika författare enas. Synonymer förekommo givetvis också.

För att sammanföra symptomen till syndrom eller grupper av sådana försöktes två olika vägar. En var att sammanföra de symptom som uttalats av mer än *en* författare i urvalet (a). Det antogs då att en viss sannolikhet förelåg, att dessa symptom voro mer framträdande och karakteristiska än de övriga. Symptomen sammanfördes sedan i syndrom, och frekvensen av ingående symptom tabulerades.[8] Resultatet redovisas i Fig. 1 a, av vilket framgår att »rubbningar inom känslo- och viljeliv» och »svårigheter i anpassning till miljön» erhöllo de högsta frekvenserna. Därefter kom »onormala variationer inom personligheten» och »impulsivitet» och »infantilism».

Vi ha erhållit detta diagram genom att uteslutande medtaga uttryck, som begagnats av *flera* författare och sedan sökt sammanföra dessa i någorlunda enhetliga grupper. Men enstaka författare kunna ju ha givit värdefulla bidrag, som inte återfinnas hos andra. Enligt denna metod, vi kunna kalla den »frekvensmetoden» (uttalandena måste ha nått upp till en frekvens av minst två för att kunna tagas hänsyn till), bli dessa då inte medtagna.

Vi skola därför försöka ett annat sätt att reducera symptomen till överskådliga proportioner (b). Vi utgå då från den ursprungliga

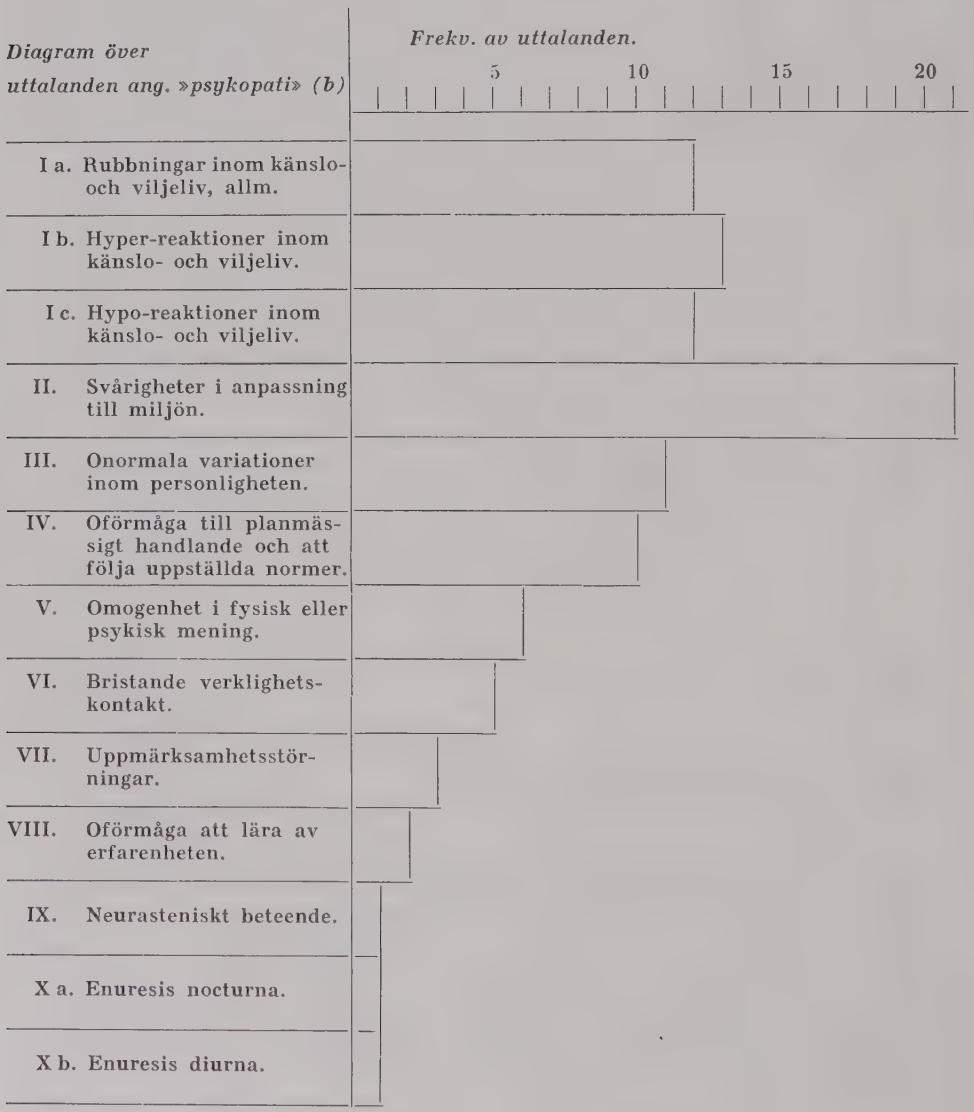
Fig. 1 a



[7] Ibid. ss. 51—54.
[8] Ibid. ss. 55—57.

tabellens 105 drag och söka sammanföra dessa till några syndrom. Först sammanföra vi alla synonyma uttryck och sedan sådana som avse ungefär samma område inom personligheten. Enligt denna metod, vi kunna kalla den syndrom-metoden, erhålla vi då följande syndrom och enstaka symptom (de sistnämnda då de icke gå att hänföra till något av syndromen). Resultaten av detta förfaringssätt framgår av Fig. 1 b. Här har syndromet »svårigheter i anpassning till miljön»

Fig. 1 b



erhållit den högsta frekvensen närmast följt av »hyper-reaktioner inom känslo- och viljeliv».

Låt oss se vad som är gemensamt i de båda diagrammen.

Om vi först betrakta Fig. 1 a se vi, att de flesta författare angett rubbningar inom känslo- och viljeliv samt anpassningssvårigheter som huvudsyndrom. Om vi gå till Fig. 1 b, framgår att dessa syndrom även där äro de, som de flesta kunnat ena sig om. Syndromet »Onormala variationer inom personligheten» (III resp. V) visar sig i båda fallen ha erhållit ung. hälften så stor frekvens som »svårigheter i anpassning till miljön» (II resp. IV).

Impulsivitet (IV) i Fig. 1 a står nära de syndrom, som i Fig 1 b betecknats dels som »hyperreaktioner inom känslo- och viljeliv» (II) dels som »oförmåga till planmässigt handlande» etc. (VI). »Infantilism» (1 a V) och »omogenhet» etc. (1 b VII) är ju närstående, och syndromet således representerat i båda diagrammen.

Gemensamma huvudpunkter äro då tydligen:

Rubbningar inom känslo- och viljeliv,
Anpassningssvårigheter,
Variabilitet inom personligheten,
Impulsivitet el. hyperreaktioner,
Infantilism el. omogenhet.

Av Fig. 1 b framgår att rubbningarna inom känslo- och viljelivet ungefär lika ofta yttra sig som överfunktion som underfunktion (hyper- och hypo-reaktioner) med en frekvens av 13 resp. 12 uttalanden. Vidare är att notera att med utgångspunkt från de valda författarna och citaten »intelligensdefekt eller -rubbning» inte representerats i diagrammen. Den tidigare diskussionen om huruvida intelligensen vid »psykopatiska» tillstånd var nedsatt eller intakt avspeglar sig således inte i diagrammen. De utvisa därför den ofta företrädda uppfattningen att intelligensen ej är en konstituerande faktor för de »psykopatiska» tillstånden, vilket inte hindrar att psykopati kan vara förenat med intelligensnedsättning, ehuru den senare ej då anses sammanhänga med psykopatien.

Att sedan en person som med psykopati förenar en intelligensdefekt, ur vårdteknisk synpunkt erbjuder andra problem än ett liknande fall med intakt intelligens är ju en annan sak.

Kontentan av vår undersökning av 50-talet författares uttalande ang. »psykopati» skulle alltså bli den, att man genom denna åtminstone skulle få några riktlinjer utefter vilka en undersökning med andra, differentiella, metoder skulle kunna läggas upp. Om vi antaga att de valda författarna äro någorlunda representativa och att de citat vi

valt, ge en, i möjligaste mån, konkret bild av resp. författares inställning till problemet, så böra diagrammen kunna ge en del hållpunkter för en fortsatt analys.

Men vi få naturligtvis inte bortse ifrån att de olika syndromen måste antagas vara beroende av varandra. Ett försök att närmare analysera dessa förhållanden erbjuder emellertid på detta stadium av undersökningen inga lämpliga angreppspunkter, varför vi ej gå in på dessa frågor nu. Så mycket får man väl ändå antaga att syndromet »anpassningssvårigheter» är orsakat av kanske främst »rubbningar i känslo- och viljeliv», men även av de andra syndromen. Vi vilja i detta sammanhang anföra ett uttalande av Cattell och Hall i en anmälan av Bell's Adjustment Inventory: »And 'emotional adjustment' —unfortunate term since all adjustment is emotional—correlates so much more with the other items than they do with one another...» (Mental Measurement Yearbook, 1945, s. 51.)

Resultaten av inventeringen av uttalanden ang. psykopati ge ytterligare belägg för tidigare påståenden beträffande *psykopatibegreppets löslighet och skiftande betydelse*. Av de 105 »dragen» voro ju de flesta uttalade av enstaka författare. En överensstämmelse från mer än två håll var relativt sällsynt!

I det föregående nämnde vi, att ett försök att begagna sig av konventionella »personality»-tests vid undersökning av psykopatiska tendenser skulle ge upphov till svårigheter, då det gällde att utvälja tests som undersökte faktorer med relevans för vår problemställning.

Båda diagrammen (Fig. 1 a och 1 b) innehöllo emellertid några syndrom med någorlunda hög frekvens av uttalanden, bl. a. »variabilitet inom personligheten». Ehuru variabiliteten får antas främst göra sig gällande inom huvudsyndromets sfär, är det åtminstone tänkbart, att den kan förekomma även inom andra områden inom personligheten.

Man bör i så fall kunna analysera detta syndrom genom att applicera »personality»-tests överhuvudtaget och sedan studera föränderligheten inom personligheten med hjälp av intravariabilitetsanalys av testdata.

Som tredje alternativ enligt vilket en studie av psykopatibegreppet skulle kunna ske, satte vi upp: direkt observation av grupperna själva (dvs de s. k. psykopaterna) och iakttagande av drag, som i experimentella testsituationer skulle kunna framträda.

De båda föregående alternativen (1 och 2) ha inte visat sig ge entydiga och säkra utgångspunkter för en analys av problemet. Vi anse oss därför inte hågade att lämna det tredje alternativet åt sitt öde, ehuru det givetvis bygger på en ytterst subjektiv analys. Vi åter-

komma till detta i samband med redogörelsen för de gjorda experimenten.

Vår funktionsanalys av psykopatibegreppet, baserad på en sampling av 50-talet författares uttalanden angående begreppet, har åtminstone givit någon uppfattning av *vilka* funktioner som i första hand en kvantitativ undersökning bör taga sikte på. Det blir inte samma famlande i blindo som om vi endast skulle gått efter alternativ 1, konventionella metoder för »personality»-undersökning. Denna funktionsanalys kan alltså ligga till grund för ett förslag till funktionsbestämning på empirisk grundval. Vi böra då i första hand inrikta vår aktivitet på att söka åstadkomma experiment, som taga sikte på de funktioner, som erhållit de högsta frekvenserna i våra diagram. Men vi vilja dock inte förneka att alternativ 3, klinisk observation under längre tid, medverkat vid vårt val av experimentella angreppspunkter.

Innan vi övergå till att meddela resultat av våra egna undersökningar kommer en genomgång av tidigare kvantitativa undersökningar att ske. Denna presenteras i det följande kapitlet.

Kapitel IV

TIDIGARE ANVÄNDNING AV KVANTITATIV METODIK VID STUDIUM AV VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER

De riktlinjer vi ämnade följa för våra egna undersökningar ha tidigare skisserats. Vi framhöllo bl. a. att empiriska, kvantitativa och helst objektiva metoder borde användas vid försök till lösandet av de uppställda problemen. Det antogs att mycken av den oklarhet, som vidlåtit såväl frågan om personlighetsavvikelser hos vanartiga som själva psykopatibegreppet, vore att tillskriva det förhållandet att undersökningar med sådana angreppspunkter blott i ringa utsträckning företagits.

Följande avsnitt är ägnat en koncentrerad utblick över tidigare försök till användning av kvantitativa metoder vid undersökning av vanart och personlighetsavvikelser.

Genomgången av litteratur om psykopatibegreppet gav bl. a. besked om att en fruktbar utgångspunkt vore att angripa begreppet utifrån »personality»-linjen och därvid applicera lämpliga metoder, som använts vid undersökning av det vi kalla personlighet. Någon relativt enhetlig »sjukdomsbild» eller några specifika symptom eller syndrom sades i regel ej heller karakterisera de s. k. psykopaterna, utan det karakteristiska var personlighetsavvikelser hos dessa människor, i olika riktningar från »normal personlighet».

I själva verket har man också vid kvantitativa undersökningar av vanart och personlighetsavvikelser mycket ofta använt sig av mer eller mindre konventionella instrument för personlighetsundersökning. Den fortsatta framställningen ger belägg för detta. I ytterst få av de försök till användning av kvantitativa metoder som kunnat uppspåras, har man begagnat sig av för ändamålet nykonstruerade testinstrument eller apparativa förfaranden eller andra unika tillvägagångssätt. Även om vår inventering av litteraturen på denna punkt ej varit tillräckligt ingående och någon eller några sådana undersökningar skulle visat sig ha ägt rum, tro vi ej, att dessa fakta skulle jäva påståendet, att majoriteten av kvantitativa undersökningar av vanart och s. k.

psykopati har gjorts med hjälp av allmänt använda personlighetsdiagnostiska metoder.

Indelningen av sådana metoder kan göras på olika sätt. Så indelar t. ex. Rosenzweig i kapitlet »Investigating and Appraising Personality» (I Andrews 1948) metoderna i subjektiva, objektiva och projektiva metoder. Till den första gruppen höra då bl. a. autobiografier, »case-history», intervjumetoder och »inventory»-metoder; till den andra »miniature-life-situations», »unobserved observation», fysiologiska mätningar, olika slag av skattningsskalor m. fl. metoder. Till den tredje gruppen räknas motoriskt-expressiva (t. ex. grafologien), perceptivt-strukturalistiska (t. ex. Rorschach) och apperceptivt-dynamiska (t. ex. TAT) metoder.

Man har också indelat metoderna med avseende på det *område* inom personligheten som de avse att mäta. Så förfar t. ex. J. B. Maller (i Hunt, 1945, s. 171), då han gör en indelning i »measures of character», »measures of temperament and adjustment» etc. Florence L. Goodenough (1949) särskiljer »measurements of interests and attitudes», »measurement of personal-social characteristics» och »projectiv methods» vid studiet av »personligheten».

En liknande indelning efter områden har också Cattel (1948). Ekman (1952) indelar de psykologiska arbetsmetoderna (i ansl. till Andrews, 1948) i: De experimentella, de differentiella och de kliniska metoderna, där de sistnämnda sägas taga »särskilt sikte på den enskilda individen, hur dessa metoder i övrigt än är beskaffade» (Ibid. s. 32).

Vi nöja oss härmed att för våra syften indela metoderna i kvantitativa och icke-kvantitativa.[1] Till de kvantitativa kunna vi då hänföra icke blott eg. »tests», experiment och andra förfaranden som tillåta en kvantificering av erhållna data, utan även de metoder som bygga på en standardisering av dokumentärmaterial, anamnestiska och sociala uppgifter och liknande material. De metoder vi komma att använda i Del II, de egna undersökningarna, äro uteslutande kvantitativa.[2]

Psykopatibegreppets löslighet och svårigheterna vid en avgränsning av detsamma åt olika håll har förut påpekats. Vi ha därför ej velat begränsa oss till att penetrera kvantitativa undersökningar enbart avseende »psykopati», »psychopathic personalities» etc., utan även medtagit såväl undersökningar avseende »problem tendencies», »behavior

[1] Med kvantitativ menas här »den omständigheten att observationerna kan ordnas i en stigande eller fallande serie», Ekman (1952 s. 96).

[2] En av de använda metoderna, ett Ord-associationstest enl. Rapaport, kan göras till föremål för såväl kvantitativ som kvalitativ interpretation. Vi ha begränsat oss till att använda det förstnämnda förfaringssättet.

problems» etc., som undersökningar rörande personlighetsavvikelser hos vanartiga överhuvudtaget. För varje refererad undersökning utsäges vilket klientel som avses. Kvantitativa undersökningar av rent intellektuella funktioner medtagas ej i detta kapitel. De nämnas i del II i samband med presentation av de egna resultaten av intelligensundersökningarna. Några av de försök, som gjorts att utifrån »scatter» i något intelligenstest eller någon på ett eller annat sätt uppkommen s. k. profil, uppbyggd på grundval av data från intelligensundersökningar, sluta sig till andra funktioners verkan än de intellektuellas, granskas dock i detta kapitel.

Att valet av metoder vid de egna undersökningarna begränsats till att omfatta närmast kvantitativa sådana, innebär ingen värdesättning av dessa i förhållande till övriga. Någon begränsning vid valet av metoder måste ändå göras. Det har dock i viss mån synts naturligt att till en början begränsa urvalet till kvantitativa metoder och se, hur långt man kan nå med dem vid försök till lösning av de ställda uppgifterna. Vid ett ev. otillfredsställande resultat kan det då övervägas om man bör ha anledning till förnyade försök med även icke-kvantitativa metoder. Kvantitativa resultats entydighet är ju sällan så omstridd som de kvalitativas, men deras begränsning och ensidighet kan ofta ge blott ofullständiga svar på de frågor man ställt sig.

Det spörsmål som anmäler sig vid en indelning i kvantitativa och icke-kvantitativa metoder är detta: »Vart skall man hänföra de projektiva teknikerna?» Rosenzweig och Goodenough togo upp dessa som en särskild grupp, och detta synes vara vanligt även i andra sammanhang. Även om man ej är benägen att hänföra de projektiva teknikerna till de rent kvalitativa, försökssituationen är ju beträffande de flesta av dessa metoder relativt standardiserad (dvs procedurmässigt) och ett visst kvantitativt betraktelsesätt anlägges ofta vid bedömningen av resultaten, så vill man dock ogärna inrangera de projektiva metoderna i den kvantitativa kategorien.[8]

---

[8] Stöd för denna uppfattning gives hos flera författare. Saul Rosenzweig t. ex. skriver: »... the dynamic clinical psychologist now aspires to the role of an explorer who uses whatever objective instruments are available but relies also upon interview procedures that are largely qualitative and upon projective technics that are not statistically standardized in the strict sense of the intelligence tests.»

Cattell (1946 s. 463) säger beträffande Rorschach: »Despite the attraction which the Rorschach test seems to have exercised—especially on psychiatrists—and the resulting great expenditures of time upon it, its validity and reliability seem to be little improved since its defective psychometric construction and poor level of prediction were reviewed in 1936.» [I Cattell (1936).]

Goodenough (1949) karakteriserar de projektiva teknikerna (s. 416) som ett »system of diagnosis based upon signs rather than upon samples». Denna Gooden-

De »signa» eller symboler, som framkomma vid interpretationen av flera av dessa metoder, äro ju också avsedda att tolkas strängt individualistiskt och ofta med utgångspunkt från psykoanalytiskt färgade teorier och från data, som framkommit vid anamnes-upptagandet. »Blinda» Rorschach-tolkningar anses av experter på metoden som icke tillrådliga. De mena att resultatet bör tolkas i anslutning till livshistorien.[4] En kvantitativ behandling av sådana data kan därför sannolikt ej ge rättvisa åt de bakomliggande teorierna, då ett kvantitativt betraktelsesätt ofta varit främmande för teoriernas upphovsmän. Det vanligaste sättet vid tolkningen av »projektiva» data är snarare att uttrycka resultatet i deskriptiva än i kvantitativt-numeriska termer.

Gång efter annan tycks tankar på en standardisering i egentlig mening av projektiva tekniker dyka upp. Beträffande Rorschach har Thurstone varit inne på detta [Thurstone (1947)]. Han förordar en radikal revision av hela metoden och vill stryka ett streck över praktiskt taget allt som har skrivits om densamma, men vill taga vara på själva idén som utgångspunkt för en standardisering i vanlig mening. Rapaport, själv flitig nyttjare av projektiva metoder, har utslungat frågan: »Should the Rorschach method be standardized?»[5] Flera skäl tala som synes för att ej inräkna de projektiva teknikerna bland de i egentlig mening kvantitativa metoderna för personlighetsundersökning.

Åtskilliga studier ha emellertid gjorts rörande »psykopati»- och vanartsproblem med hjälp av icke-kvantitativa metoder, främst då

---

oughs boskillnad mellan »signs» och »samples» diskuterar hon utförligare i annat sammanhang (Ibid. s. 82). Den idé som de projektiva metoderna vila på säger Goodenough vara löftesrik, men hon anser det vara olyckligt att interpretationen i många av studierna gjorts på ett sådant sätt, att mycket av deras potentiella värde gått förlorat och hon fortsätter: »The difficulty seems to lie in the failure of the persons concerned to realize the fundamental difference between a sign and a sample. The methods which we have discussed up to this point (non-projektiva metoder) are for the most part sampling devices. Samples are taken of the childs ability to solve difficult problems ... Samples of the opinions of other persons regarding his behavior, or his own expressed claims about his interests, feelings, or beliefs are secured, and within the limits of sampling error, these are assumed to be representative of the larger area of similar abilities, behaviors, and claims from which the samples have presumably been drawn. But the essential feature of the 'projective' techniques lies in the fact that the behavior shown is not to be looked upon as a sample but as a sign. And it is of the very nature of a sign that its overt character does not necessarily resemble the thing signified.»

[4] Se t. ex. Klopfer et al. (1954 vol. I ss. 381, 605, 612).

[5] Rorschach, Res. Exch. 3: 107—110, 1939. Ross t. ex. har använt Rorschach kvantitativt. Ross, W. D.: »A quantitative use of the Rorschach method.» Amer. J. Psychiat. 1944, 101, 100—104.

projektiva. Då dessa, med den indelningsgrund vi här ha använt, falla utanför ramen för vår framställning, redovisas de blott parentetiskt.[6]

Vi övergå istället till att lämna en översikt över undersökningar, som gjorts med användning av kvantitativa metoder.

1. Fysiologiska mätningar

Hit räkna vi i detta sammanhang metoder, vid vilka fysiska karakteristiska eller fysiologiska processer undersökas som uttryck för personlighetsdrag.[7] Att kropp och personlighet visa sig som olika sidor

[6] Här kan nämnas t. ex. följande, *med Rorschach*:

a) Zulliger, Hans: »Jugendliche Diebe im Rorschach-Formdeutversuch. Eine seelenkundliche und erzieherische Studie.» Bern 1938.

b) Boss, M.: »Psychologisch-charakterologische Untersuchungen» bei antisozialen Psychopathen mit Hilfe des Rorschachen Formdeutversuches.» (Zbl. f. d. Ges. Neuro u. Psychiat. 1931, vol. 133 pp. 544—575.)

c) Dubitscher, F.: »Der Rorschache Formendeutversuch bei Erwachsener Psychopathen sowie Psychopathischen und Schwachsinnigen Kindern.» (Zbl. f. d. Ges. Neuro, u. Psychiat. 1932 vol. 142 pp. 485—494.)

d) Ganz, E. & Loosli-Hesteri, M.: »Le Test de Rorschach Appliqué à 43 Garçon Anormaux.» (Arch. Psychol. Genève 1934, vol. 24 pp. 245—255.)

e) Lindner, R. M.: »The Rorschach test and the diagnoses of psychopathic personality.» (J. Crim. Psychopath. S. 69—93, 1943.)

f) Heuser, K. D.: »The psychopathic Personality; the Rorschach patterns of 28 cases. 13 factors in the Rorschach picture of a psychopath.» (Amer. J. Psychiat. 1946, 103, 105—112.)

g) Rapaport, David: »Diagnostic psychological testing.» Vol. II. Chic. 1946 p. 315.

h) Schmidl, Fritz: »The Rorschachtest in juvenile delinquency research.» (Amer. J. Orthopsychiat. 1947.)

Med T. A. T.:

a) Kutasch, Samuel, B.: »Performance of psychopathic defective criminals on the Thematic Apperception Test.» (J. Crim. Psychopath. S. 319—340, 1943.)

b) Wells, H.: »Differences between delinquent and nondelinquent boys as indicated by the Thematic Apperception Test.» (Psych. Bull. 42, p. 534, 1945.)

Som synes tycks det vara vanligt att använda sig av *en* teknik snarare än ett batteri av flera olika test eller tekniker.

[7] Andrews (1948 s. 550).

Vi utesluta här principiellt alla försök att uppställa typologiska eller dimensionella system med kroppstyp och personlighet som korresponderande entiteter, alltifrån Hippokrates till Sheldon, emedan dessa tillhöra de icke kvantitativa metoderna, Sheldons system möjligen undantaget. För Sheldons försök att tillämpa systemet på en vanartspopulation har det tidigare (Kap. II) redogjorts. Speciellt ifråga om ungdomar, vars kroppsliga utveckling kan antagas vara långt ifrån av-

av en gemensam, bakomliggande enhet har varit ett antagande, som man diskuterat i tusentals år.[8] Men trots detta, och trots den mångfald av fysiologiska mätningar av olika slag — alltifrån tröskelvärdebestämningar för olika sinnesområden, psyko-galvanisk-reflex (PGR el. GSR) och andningskurvor, fram till den moderna elektroencefalografiska tekniken — som använts, och som ansetts ha personlighetspsykologisk relevans, så vågar man påstå att, med ett undantag, relativt blygsamma resultat utvunnits av värde för den vetenskapliga personlighetsdiagnostiken inom det område som denna avhandling behandlar. Undantaget är den sistnämnda tekniken, EEG. Med detta är dock endast sagt att sambanden mellan strukturella och funktionella variabler i de flesta fall äro för låga för att tillåta någorlunda säkra prediktiva slutsatser. Indirekt kan givetvis kropp och personlighet påverka varandra i båda riktningarna i vidaste utsträckning, men på ett sätt, som ger små möjligheter till förutsägelse i kvantitativa termer från den ena kategorien fakta till den andra.

De fysiologiska metoderna och mätningarna, som uppnått den höga grad av precision och tillförlitlighet man med andra metoder inom psykologien länge strävat efter men ej lyckats uppnå, ha med ovannämnda undantag än så länge sin begränsning till specifika områden och ha relativt litet att bjuda den, som är ute efter goda objektiva-kvantitativa metoder för studium av personligheten som en totalitet. Detta läge — ibland karakteriserat som psykologiens dilemma — avspeglar sig också ifråga om de undersökningar som gjorts med fysiologiska metoder av vanartiga och »psykopatiska» ungdomar. Före elektroencefalografien kan praktiskt taget ingenting i den vägen noteras, med några få undantag när[9], men när denna teknik blev känd började undersökningar av det slaget att ymnigt flöda.[1] De nedan presenterade utgöra ett urval av sådana med vanartiga, »psykopater» eller motsvarande kategorier som försöksobjekt.

---

slutad, framstå dessa metoder, inklusive Kretschmers och Sheldons, som särskilt vanskliga. De korrelationer man funnit mellan psyke och soma äro genomgående låga. Paterson (1930), Burt (1937), Greenwood & Smith (1941), cit. efter Eysenck (1947), som dock själv fann vissa personlighetsdifferenser i relation till kroppsbyggnaden.

[8] Cattell (1950, s. 270).

[9] a) T. ex. Grabfield, G. P.: »Variations in the sensory treshold for faradic stimulation in psychopathic subjects» (1917, 11, 328—336).
b) Richter, C. P.: »Electrical skin resistance. Diurnal and daily variation in psychopathic and normal persons» (1928, 19, 488—502).
c) Ödegaard, O.: »The Psychogalvanic Reactivity in Normals and in various Psychopathic Conditions» (1930).

[1] Sedan EEG-teknikens införande har dock Eysenck, med stor intensitet, kastat sig över problemet om sambandet mellan fysiologiska processer och personlighet.

EEG-UNDERSÖKNINGAR[2]

Abnormitetsgränser för EEG fastställdes till en början ofta medels visuell inspektion av kurvorna men har sedan normerats genom standardiseringar och utgivna atlas över EEG av Lennox, Gibbs & Gibbs m. fl. I alla de fall där klassificering skett genom jämförelser med normerade data, måste man hänföra metoden till de kvantitativa.

Antagandet att det existerar ett förhållande mellan EEG och olika personlighetsdrag eller totalpersonligheten är givetvis en förutsättning för inrangerandet av EEG-tekniken bland de personlighetsdiagnostiska metoderna. Lindsley diskuterar detta förhållande i avsnittet »Personality and the EEG»[3] i sitt kapitel om elektroencefalografi, och Cattel i »Relations of EEG to Personality».[4] Lindsley refererar undersökningar av förhållandet mellan EEG och introversion-extroversion, intelligens, dominans-underkastelsetendenser, emotionell stabilitet, vissa psykoanalytiska antaganden och vissa yrkesfaktorer. Resultaten uppvisa icke några entydiga samband och »practically all of these studies of the EEG in relation to personality are characterized by several inadequacies».[5] EEG:s relation till neurologiska och psykiska sjukdomar diskuterar Lindsley i annat sammanhang, och där visar det sig att förhållandet är entydigare, i högre grad för de neurologiska och organiska (främst epilepsi och hjärnlesioner) än för de psykiska (funktionella) sjukdomarna.

Sambandet mellan vissa autonomiska aktiviteter och personlighet (1947) och vad han kallar »Autonomic Imbalance» (1952) undersökes. I ett senare arbete (1953) analyserar han fysiologiska mätningar och deras relation till personlighetsdrag. De få undersökningar som gjorts på detta område anser Eysenck vara tillräckliga för att visa att studiet av sambandet mellan psykologiska drag och fysiologiska funktioner är ett område där rika skördar kunna bärgas (Ibid. s. 188). Eysencks egna material omfattar dock ej personer som primärt klassificerats vare sig som vanartiga eller »psykopater». De ha huvudsakligen diagnosticerats som neurotiker.

Vernon (1953) är icke lika optimistisk ifråga om dessa ting som Eysenck. I sammanfattningen av ett kapitel om »Physical Signs of Personality», konkluderar han: »... although this chapter is so largely negative it would be ... incorrect to say that physical characteristics are unrelated to personality ... What we have shown is that, with rare exceptions, no isolated physical or chemical symptom has any invariable significance. Hence any system of personality diagnosis based on such signs is certain to be false. None the less, many anatomical or biochemical factors may exert an important influence in the development of the individual personality» (s. 44).

[2] För Bergers upptäckt och den vidare utvecklingen av EEG-tekniken hänvisas till handböckerna t. ex. Hunt (1945) vol. II chapt. 33 Electroencephalography (med referenser).

[3] Hunt (1945) vol. II s. 1049.

[4] Cattell (1950) s. 322.

[5] Hunt (1945) vol. II s. 1053.

Cattell framhäver att EEG är lika karakteristiskt för en individ som handstilen, att tvillingar uppvisa likartade EEG, men att de flesta studier, som avse förhållandet mellan EEG och normala områden inom personligheten, resulterat i negliabla eller kontrasterande fynd. EEG hos »problem-children» tendera dock att avvika från normalas, främst genom epileptiforma kurvor och starkt inslag av delta-vågor, och den mest slående förändringen från »normala» EEG är epileptikers.[6]

Huruvida förekomsten av »abnorma» EEG hos »problembarn» eller sådana med beteenderubbningar skola tolkas som en primärfaktor är inte utan vidare klart. Tappan[7] är tveksam på den punkten. I en polemik med Van Ophuijsen, som i en uppsats[8] intagit den positionen att en distinktion borde göras mellan »primary conduct disorders» och »psychopathic personality», det sistnämnda enl. Van Ophuijsen alltid en produkt av organiska störningar hos individen, säger Tappan, att en sådan gränsdragning är artificiell, emedan rubbningarna äro en produkt av omgivningens och organismens relationer till varandra. Undersökningar visa dessutom, menar Tappan, att man bland barn med »allegedly primary conduct disorders» funnit »abnorma» EEG — 65 till 80 % — som indikera organisk abnormitet. »Whether these disturbances are the result of physiological changes that are themselves brought about by emotional factors we cannot tell», anser Tappan. Om en sådan reversibilitet mellan psyke och soma skulle visa sig möjlig, få resultaten av EEG-undersökningar av »psykopater» och vanartiga givetvis en annan innebörd än den, som ofta gives och som går ut på, att hög incidens av »abnorma» EEG i en population är ett tecken på, att organiska störningar äro för handen och ev. beteenderubbningar då ett resultat av dessa organiskt verkande krafter. Men några bevis för att emotionella faktorer skulle kunna åstadkomma fysiologiska förändringar, som påverka EEG-aktiviteten i sådan utsträckning, att kurvorna definitivt kunna betecknas som »abnorma», synes ännu ej ha framkommit. Här bortses naturligtvis från de förändringar i EEG-aktiviteten, som inträda genom utifrån kommande retningar vid själva undersökningstillfället.

a. JASPER, SOLOMON & BRADLEY (1938) studerade EEG hos 71 barn i åldrarna 2—16 år (medianålder 11 år), som remitterats till en institution under primärdiagnosen »behavior problem». Medel-IQ enl. Stanford-Binet var 92, endast 5 med IQ under 70 medtogos. Barnen indelades i två grupper:

---

[6] Cattell (1950) s. 322. Vernon (1953) gör samma konklusioner då han om EEG säger att »its significance for personality is still obscure», men att fynden av abnorma EEG hos epileptiker och »psychopaths», hos de senare i 60 % av fallen mot 5—10 % hos normala vuxna, äro mycket användbara för forskningen (s. 44).

[7] Tappan (1949 s. 98, not 9).

[8] Van Ophuijsen (1946, s. 35).

A) sådana som hade en anamnes, som tydde på sjukdom i centrala nervsystemet, några med fysiska tecken på defekt i nervsystemet. Där funnos sådana som hade vad som tycktes vara encefalit, förlossningsskador, skallskador m. fl. störningar av förmodad organisk karaktär. B) Sådana som ej hade någon sjukdomshistoria, som kunde tyda på sjukdom i centrala nervsystemet eller några fysiska tecken på organisk nervsjukdom. Grupp A) inkluderade 35 fall och grupp B) 36 fall. Hela gruppen, 71 fall, indelades i 3 klasser med hänsyn till de mest framträdande dragen i sin beteenderubbning. Klass 1 (30 fall) utgjordes av hyperaktiva, impulsiva, starkt variabla och med uppförandebrister utan synbar relation till yttre omständigheter. Många visade vad man ansett vara »epileptiska» personlighetsreaktioner. Klass 2 inkluderade 11 som kunde beskrivas som kontaktskygga eller tillbakadragna, bisarra och emotionellt omogna eller, kort sagt, »schizoida». Klass 3 utgjordes av en blandad grupp (32 fall), som varierade för mycket för att kunna differentieras i några grupper. Den innehöll sådana med skolsvårigheter, vanart etc. 40 normala barn i jämförbara åldrar, 70 vuxna och 217 patienter med psykiska åkommor tjänade som jämförelsematerial. 29 fall (41 %) visade EEG från alla skallregionerna, som föll inom kontrollgruppens variationsområde (so-called »normal» children). 10 av dessa visade tillfälliga potentialvågor av tvivelaktig normalitet. Otvivelaktigt »normala» EEG uppvisade således 19 fall eller 27 %. I grupp A) visade 74 % någon abnormitet i EEG. Drygt hälften av dessa abnormiteter voro av epileptiform typ. I klass 1, de med beteende som liknade det som beskrivits hos »epileptic personality», hade 21 (10 %) hjärnpotentialer som bedömdes som epileptiforma och 4 visade långsamma vågor i patologisk grad. Inalles 83 % i klass 1 visade således abnorma EEG. I klass 2, de »schizoida», hade 2 av 11 epileptiforma EEG. 5 av återstående 9 hade definitivt abnorma EEG men ej av epileptiform typ. Av återstående 4 voro 2 tvivelaktigt normala och 2 normala i sina EEG. Klass 3, blandgruppen, innehöll totalt 19 av 32 (59 %) icke definitivt abnorma registreringar. De allvarligare fallen, bedömda med hänsyn till EEG, visade sig vara mer resistenta mot varje form av psykiatrisk behandling än de övriga.

Författarna summera sina slutsatser i följande passus: »It is concluded that abnormal brain function as revealed by the electroencephalogram is an important component in the aetiological picture of the majority of a group of problem children whose disorder had been considered as primarily psychogenic previous to using this method of diagnosis.»

b. LINDSLEY & CUTTS (1940) Kliniska gruppen (»behavior problems») utgjordes av klientel från samma institution som i föregående studie av Jasper et al. och bestod av 50 barn samt en grupp »constitutionally inferior children» i jämförbara åldrar, 30 barn. Som jämförelsegrupper användes en grupp normala barn (36) och en grupp collegeungdomar (30). Registreringarna analyserades kvantitativt med användandet av samplingsteknik. Interpretation av resultaten sker i termer av karakteristika hos EEG. Grupperna jämföres beträffande frekvens, amplitud etc. Det visade sig att EEG gav till känna 3 huvudfaktorer i vilka »behavior problem»-gruppen skilde sig från de normala barnen. Dessa voro en högre procent med 2—5/sek.-

vågor, 5—8/sek.-vågor och en »hyperventilationseffekt» för b. p.-gruppen. Med hänsyn till 2—5/sek.-vågor var »const. inf.»-gruppen mera lik normalgruppen, men ifråga om 5—8/sek.-vågor, var den mera lik b. p.-gruppen. College-gruppen visade litet inslag av vardera typen av rytm. Effekten av »hyperventilation» visade sig tidigare och räckte längre i b. p.-gruppen än i de övriga grupperna. Detta tolkades så att en b. p.-grupp har lägre cortical retningströskel och högre sensitivitet till alla slag av störningar som uppstå i cortex. Lesioner, irritationer, atrofi etc., otillräckliga för att ge upphov till neurologiska symptom, tänkes på något sätt excitera en sensitiv hjärnbark och framskapa den långsamma rytmen.

I gruppen »constitutionally inferiors», utvald med hänsyn till grav ärftlig belastning och ogynnsam biologisk, social, medicinsk och ekonomisk status, fanns lika hög procent 5—8/sek.-vågor, som i b. p.-gruppen. Flera i denna grupp visade »behavior problem».

c. BRILL, SEIDEMANN, MONTAGUE & BALSER (1942) utförde elektroencefalografiska undersökningar på ett klientel från en psykiatrisk klinik vid »Manhattan Childrens Division of the Domestic Relations Court», N. Y. City. Klientelet, 28 barn i åldrar från 7—19 år, karakteriserades som »delinquent behavior problem children». Det indelades i olika kliniska grupper. Endast sådana registreringar, som visade definitiva avvikelser från de normala standards som förut uppställts, betraktades som abnorma. Incidensen abnorma EEG för de olika grupperna framgår av nedanstående sammanställning.

	No. of cases	No. with abnormal records	Per cent with abnormal records
»Sexual offence with no behavior disorder»	2	0	0
»Neglected children»	3	0	0
»Behavior disorder with organic brain disease or epilepsy»	6	5	83
»Behavior disorder with neurotic or psychotic manifestations»	6	4	67
»Uncomplicated behavior disorders»	11	8	73
Total	28	17	61

Antalet individer är som synes i flera av grupperna ytterligt litet, varför procenttalen ej kunna läggas till grund för säkrare slutsatser. Brill et al. tillåta sig dock den slutsatsen, att resultaten, i likhet med vad andra undersökare funnit, tyda på förhandenvaron av en bakomliggande cerebral störning hos en majoritet barn med allvarliga beteenderubbningar.

d. En undersökning, där den primära orsaken till gruppens avskiljande från samhället varit vanart, presenteras av BROWN & SOLOMON (1942). 20 pojkar i åldrar från 13 till 16 år (IQ 75—127), vars uppförande lett till att de omhändertagits å en »state training school», underkastades EEG-undersökning. Marterialet kunde grovt indelas i tre grupper:

Grupp I (11): ihållande allvarligt asocialt beteende,

Grupp II (6): sporadiskt och måttligt svårt asocialt beteende och

Grupp III (2): tillfälligt vanartiga.

En kunde ej inkluderas i någon av de ovanstående grupperna. Inalles visade 17 av de 20, abnorma registreringar. 11 hade långsamma vågor liknande dem man funnit hos psykomotoriskt epileptiska, 8 av dessa tillhörde grupp I. 3 av de 20 visade bestämda subkliniska anfall av petit maltyp, 1 hörde till den första gruppen och hade haft en akut encefalit med åtföljande hyperaktivt, impulsivt och rastlöst beteende, de andra två hörde till grupp II. 3 pojkar hade från normalitet definitivt avvikande EEG men med kurvor, som ej kunde placera dem i de båda föregående kategorierna. Slutligen uppvisade 3 fall normala EEG, 2 av dessa hörde till grupp III, och den tredje var den som ej kunde hänföras till någon av de tre grupperna (vanarten hos denne bestod endast i täta rymningar från ett upptagningshem och från flera fosterhem under en följd av år).

Om denna studie gäller, liksom beträffande den föregående, att materialet är litet, speciellt när det uppspjälkas på undergrupper, men förff. uppmärksamma avtagandet av inslaget abnorma EEG, när man går från kliniskt karakteriserade grava vanartsfall till lätta sådana.

e. Vid Boston Psychopathic Hospital genomfördes EEG-undersökningar av SECUNDA & FINLEY (1946) å ett material bestående av 143 barn, som karakteriserats med »behavior disorders». 68 av dessa kommo från domstolar och 75 hade remitterats av läkare på föräldrarnas initiativ. Av de 143 hade 125 uppvisat normala fysiska och neurologiska fynd och ingen anamnes tydande på sjukdom influerande centrala nervsystemet. De uppförandestörningar som lett till omhändertagande voro mångskiftande, 46 stölder, 33 sexuell vanart, 32 vagabondering, 21 affektutbrott, 15 »svårhanterliga», 13 skolkning, 9 eldsanläggelse och 5 för att de voro deprimerade. Ett antal uppvisade mer än en form av sådan rubbning. En kontrollgrupp bestående av 76 barn i jämförbara åldrar uttogs från en medelklasspopulation och med hänsyn till att de skulle komma från goda miljöer och voro kända för att ej ha visat »problemtendenser». Resultaten voro följande: av de 143 med »behavior disorders» hade 26 % normala, 23 % tveksamma och 51 % abnorma EEG, under det att de 76 kontrollfallen visade 68 % normala, 17 % tveksamma och 15 % abnorma kurvor. EEG för den kliniska gruppen var dessutom mer känsligt för hyperventilation än kontrollgruppens. Detta säges stämma med Lindsley & Cutts iakttagelser (jfr föreg.).

En iakttagelse gjordes, som synes strida mot föregående refererade undersöknings (Brown & Solomon's), nämligen att det ej förelåg någon signifikant differens ifråga om procenten abnorma kurvor mellan dem i den kliniska gruppen, som voro välanpassade på institutionen och dem som visat fortsatt missanpassning. En annan iakttagelse var den att procenten abnorma kurvor avtog med stigande ålder. Detta gällde såväl kontrollgruppen som experimentgruppen.

Förhållandets ev. samband med frågor om cerebrums mognad diskuterades av författarna.

f. EEG för personer, diagnosticerade som »primary behavior disorders» (yngre) resp. »psychopathic personalities» (äldre), har undersökts av GOTTLIEB, ASHELY & KNOTT (1946). Deras försökspopulation bestod av 200 personer, 100 »primary behavior disorders» och 100 »psychopathic personalities». Båda dessa grupper kännetecknades ifråga om sitt beteende av uttalad social missanpassning. Huvudsymptomen angavs som bl. a. vanart och lagöverträdelser, bristande emotionell jämvikt och andra affektiva rubbningar. De två grupperna hade åtskilts arbiträrt med hänsyn till åldern. Således betraktades störningar av ovannämnt slag hos personer 16 år och äldre som »psykopatisk personlighet» och 15 år och yngre som »primary behavior disorders». EEG jämfördes med data från »case-histories» och med data beträffande genomgångna sjukdomar eller skallskador. I tidigare publikationer[9] ha författarna visat, att »abnorma» EEG ej hade något samband med ålder och kön (jfr föreg. unders. av Secunda & Finley), men väl med antingen en »positiv case-history» (dvs en sådan, där hereditära och andra faktorer verkande i viss riktning kunna spåras) eller hjärntrauma eller allvarligare sjukdom. Detta ursprungliga antal patienter utökades nu för att erbjuda möjligheter till en mer fullständig statistisk analys. Några viktigare resultat voro följande: av de hundra fallen med »primary behavior disorders» visade 56 »abnorma» EEG, och bland de äldre »psychopathic personalities» visade 58 »abnorma» EEG. Dessa tal (56 % resp. 58 %) äro enl. förff. betydligt högre än hos förmodat normala barn och vuxna. För en grupp om 270 osovrade barn har en av förff. funnit procenten »abnorma» EEG vara approximativt en fjärdedel av problembarnsgruppens.[1]

Gibbs, Gibbs & Lennox fann hos 1000 personer 15,8 % abnorma EEG enligt en av dem utarbetad klassifikationsskala som också använts av Gottlieb et al. (1946).[2] Förfarandet torde närmast kunna klassificeras som visuell inspektion av kurvorna och jämförelse med uppställda normer.

---

[9] *1.* Gottlieb, Knott and Ashley: »Electroencephalographic Evaluation of Primary Behavior Disorders in Children: Correlations with Age, Sex, Family History and Antecedent Illness or Injury.» Arch. Neurol & Psychiat. 53: 138—143 (Feb.) 1945.

2. Knott and Gottlieb: »Electroencephalographic Evaluation of Psychopathic Personality: Correlations with Age, Sex, Family History and Antecedent Illness or Injury.» Arch. Neurol & Psychiat. 52: 575—579 (Dec.) 1944.

[1] Gottlieb et al. (1946, s. 384).

[2] Metoden beskrives sålunda för pat. 15 år och under: »Essentially, the records were classified as normal or other than normal, depending on their similarity to age frequency limits of neurologically screened normal children, as determined by Lindsley and Gibbs and Gibbs. If the frequencies were within these defined limits, the record was considered as normal. If in addition there were some nondominant too slow or too fast frequencies, the record was considered as questionably normal. (Such records were not included in the final statistical treatment of these data because of their uncertain allocation.) If the dominant frequencies were above or below the age norm recurrently, continuously or paroxysmally, the record was classified as abnormal. The records of the patients 16 years of age or over were

En skillnad framträdde mellan den yngre och den äldre gruppen (prim. beh. vis. resp. psych. pers.), nämligen den att EEG, som visade stark affinitet till epilepsi, var vanligare bland de yngre än bland de äldre. Förff. draga den slutsatsen att trots att man försökt utesluta alla epileptiker, kom den yngre gruppen att innehålla många personer, som voro potentiella epileptiker, under det att i den äldre gruppen dessa så småningom selegerats bort. Men hänvisningen till potentiell epilepsi var ej tillräcklig för att förklara abnormiteten hos EEG. Så vitt man vet har ihållande EEG-aktivitet utanför det normalas gränser, fortsätta förff., endast tillskrivits faktorer som hereditet, skada el. infektion i hjärnan och störningar i den cerebrala ämnesomsättningen.[3] Därför undersöks nu, om det finns något »positivt» ifråga om ascendensen och om det finns antecendentia i form av allvarligare sjukdom eller skallskada för att bestämma (1) inslaget av dessa faktorer i de två grupperna och (2) dessas relation till abnorma EEG.

Därvid framkom bl. a. *att* inslaget av epilepsi, missanpassning, kronisk alkoholism och psykos var lika i båda grupperna, *att* inslaget av konvulsioner, allvarligare sjukdom och ifrågasatt förlossningsskada var större för den yngre gruppen. Incidensen skallskador var lika för båda. Vidare, *att* när båda grupperna sammanslogos, signifikant större proportion abnorma EEG funnos när det fanns antingen epilepsi eller missanpassning i ascendensen. Likaså att större proportion abnorma EEG funnos när det visades tecken på konvulsioner, skallskador med medvetandeförlust eller genomgången allvarligare sjukdom.

g. SIMONS & DIETHELM (1946) ge en beskrivning av vad man menar med »psychopathic personality» och framhålla att dessa lida av »unsatisfactory functioning of self reliance or adjustment to the group in which they live» och mena att »such personality difficulties cannot be explained by the existence of any of the well defined personality disorders, and at present the psychopathic personality must be considered a separate psychopathologic disorder».[4] En redogörelse gives för de försök, som gjorts för att klassificera och förklara »psykopatien». Här nämnas åsikter om konstitutionella dynamiska faktorer, hjärnskador, psykodynamiska faktorer m. fl., men, säges det, endast ett ringa antal har försökt att förstå beteenderubbningar utifrån psykopatologiska angreppspunkter. Simons & Diethelms undersökning säges nu vara ett försök att kombinera elektroencefalografiska och psykopatologiska fynd vid studiet av »psykopater». Försökspopulationen omfattade 69 personer, diagnosticerade som »psychopathic personalities». EEG interpreterades av den ene av författarna (DJS) och utan dennes kunskap om den kliniska bilden. Materialet indelades i följande diagnostiska undergrupper:

classified according to the frequency scale of Gibbs, Gibbs and Lennox. ('Electroencephalographic Classification of Epileptic Patients and Control Subjects', Arch. Neurol & Psychiat. 50: 111—128, Aug. 1943.) A 97 per cent agreement was obtained by one of us (JRK) with the ratings of Dr F. A. Gibbs on the rereading of records which he loaned to us» (Ibid. s. 383.

[3] Ibid. s. 385.

[4] Ibid. s. 619.

A. »Psychopathic personalities definitely of a psychoneurotic type.»
Alla dessa hade normala elektroencefalogram.

B. »Psychopathic personalities of cyclothymic type.»
Alla dessa hade också normala EEG.

C. »Psychopathic personalities with poor ethical standards and resulting social difficulties.»
Alla 11 hade abnorma EEG karakteriserade av 5—7/sek. måttligt långsam aktivitet.

D. »Psychopathic personality with loose organization of personality and immaturity.»
Dessa, som kännetecknades av »unsatisfactory emotional control, contradictory strivings, poor self discipline and frequently, a rebellious attitude toward authority and society», voro av såväl den aggressiva som den passiva typen. De 31 i denna grupp visade ett blandat EEG-mönster.

E. »Psychopathic personality with a generally inadequate type of personality and vague thinking.»
Ingen i denna grupp hade EEG, som kunde betraktas som normalt.

Dessa fynd jämföras nu med Hill & Watterson[5], som funno, att 65 % av 66 »predominantly inadequate psychopaths» hade abnorma kurvor, under det att 5 »purely delinquent persons» och 7 av 8 personer med sexuella perversioner hade normala kurvor. Förff. anse att dessa resultat approx. överensstämma med deras egna. Alla patienter underkastades en neurologisk undersökning, men några defekter i nervsystemet kunde icke spåras, inte heller kunde något som tydde på strukturell hjärnförändring konstateras. EEG från personer med hjärntumör, neurolues m. fl. organpsykoser visa kurvor med högre amplitud och långsammare hastighet än den undersökta gruppens. Simons & Diethelm anse slutsatsen måste bli den att »it cannot be inferred that there were any underlying structural changes in the brains of the persons studied here. The abnormalities must be considered a result of some physiologic anomaly.»

Förff. mena att deras resultat visa att psykopatibegreppet, med hjälp av den använda tekniken, kan definieras klarare än vad tidigare varit fallet.

h. Manliga kriminellas EEG studerades av SILVERMAN (1947) vid the Medical Center for Federal Prisoners. 411 fångar klassificerades kliniskt i fyra kategorier: psykopatiska tillstånd (208), psykoser (80), normalt psykiskt status (60) och abnormiteter i centrala nervsystemet (63). En normalgrupp omfattande 60 personer användes som kontroll. Frekvensen abnorma EEG progredierade från normalgruppen till gruppen med abnormiteter i centrala nervsystemet (neurolues 21, epilepsi 31, post-traumatisk encephalit 6, varjehanda sjukdomar i centrala nervsystemet 5). Framkomna data hänvisade till det faktum, att elektroencefalogrammet ej är signifikant

[5] Hill, D. & Watterson, P.: (0) »Electro-Encephalographic studies on Psychopathic Personalities». J. Neurol & Psychiat. S: 47—65 (Jan.—April) 1942. Knott, J. R. and Gottlieb, J. S. (0) »The Electroencephalogram in Psychopathic Personality», Psychosom. Med. 5: 139—141 (April) 1943, cit. eft. Simons and Diethelm (1946).

mer patologiskt för »normala» kriminella än för andra »normala» och därför ej kan komma ifråga som hjälpmedel vid en diagnos av kriminalitetens ursprung.

Silverman uppskattar inslaget av »criminal psychopaths» bland fängelseklientelet till 15 % men menar, att de problem dessa individer åsamka anstalterna, vida överstiga deras numeriska betydelse. 80 % av de 75 omsorgsfullt utvalda typiska »psykopaterna» hade abnorma EEG. Mest framträdande abnormiteten bestod i en 6/sek. rytm, diffust emanerande från hjärnans frontala och pre-frontala aracer. Detta anses stämma med resultat hos Hill & Watterson och Knott & Gottlieb. EEG-studier av »behavior problem children» eller potentiella psykopater av Jasper et al. säges också bekräfta resultaten. De senare funno ju i en grupp av 71 barn (2—16 år), att 73 % av kurvorna voro abnorma eller på gränsen mot abnormitet.

Silverman drar av dem och ytterligare fyra studier, som konfirmera resultaten, följande slutsats: »From these data it may be inferred that the psychopath possesses a brain which is malfunctioning and has been malfunctioning since early childhood.»[6] Silverman tager nu upp en hypotes från Mangun, som går ut på att »psykopatens» hjärna lika väl som hans personlighet skulle vara omogen. Detta skulle innebära att »psykopatens» abnorma EEG ev. skulle kunna »mogna» och så småningom bli normalt. (Jfr tidigare ref. unders. av Secunda & Finley.)

För att testa denna hypotes arrangerades »psykopaternas» EEG i åldersgrupper. Inslaget av abnorma EEG visade då fallande frekvens med stigande ålder (table V s. 87), men Silverman anser att ytterligare studier behövs för att ge ett definitivt svar på detta problem.

i. Från samma år som Silvermans är en undersökning av LEONARDO (1947), som riktade uppmärksamheten på överensstämmelsen i EEG mellan epileptiker och »psykopater». Det visade sig också, att de EEG-abnormiteter, som funnos hos en grupp »behavior problem children», liknade dem man fann hos psykopater. Av kriminella »psykopater» hade 75 % abnorma kurvor.

Slutsatsen blir enl. Leonardo ett nära samband mellan epilepsi och »psykopati».

j. En EEG-undersökning som har fastare anknytning till våra egna försökspopulationer än de föregående har utförts av FREY & FORSSMAN (1951). De ha begagnat sig av ett ungdomsvårdsskoleklientel från Fagareds yrkesskola[7] som experimentgrupp (90 elever), och som kontrollgrupp »100 ej på något sätt utvalda ynglingar från två vanliga yrkesskolor i Göteborg och Mölndal». Åldersfördelningen inom de båda gruppenra var, »om icke idealiskt överensstämmande, dock ganska tillfredsställande».[8] Samtliga 190

[6] Ibid. s. 80.

[7] Enligt de svenska ungdomsvårdsskolornas differentieringsprinciper utgöres klientelet vid denna skola av asociala, men ej i grövre mening »psykiskt abnorma» och ej underbegåvade pojkar. Ibid. s. 3.

[8] Ibid. s. 3.

kurvor blandades och namn och numrering övertäcktes så att bedömaren icke vetat om de gällde kontrollmaterialet eller de asociala ynglingarna. Sju EEG-faktorer värderades var för sig. En övervikt av möjligen patologiska fynd för samtliga värderade faktorer kunde iakttagas inom gruppen »asociala». Fastän skillnaderna tedde sig påtagliga, uttryckta i procentsiffror, voro de i flertalet fall ej statistiskt signifikanta. Största skillnaden, som var starkt signifikant ($\chi^2 = 21{,}79$, $P < 0{,}001$), var överrepresentationen av låga alphafrekvensvärden inom gruppen »asociala». Skillnaden i förekomsten av s. k. »trötthetskurvor» var även signifikativ ($\chi^2 = 14{,}01$, $P < 0{,}001$). Det sistnämnda säges kunna ha samband med »den bristande uthålligheten i uppmärksamheten hos de asociala».

Författarna anse sig ha gjort fynd, som stöda antagandet, att det verkligen föreligger differenser i EEG mellan ett ungdomsmaterial med uppföranderubbningar och ett kontrollmaterial.[9] Otvivelaktigt vill man gärna instämma i detta. I det stickprov av EEG-undersökningar, som här redovisats, är denna (Frey & Forssman) sannolikt den mest förutsättningslöst genomförda.

En uppdelning av materialet på ungdomsvårdsskolan gjordes på så sätt att 37 ynglingar, som av skolans rektor betecknades som explosiva, jämfördes med de övriga 53 pojkarna. I den »explosiva» gruppen förekom då överskott av låga alphafrekvensvärden, högre grad av dysrytmi samt positiv hyperventilationseffekt. Skillnaderna voro nästan signifikanta. (Signifikansgrad ej redovisad av Frey & Forssman.)

På grundval av de erhållna resultaten diskuteras hjärnlesionella faktorers roll för uppkomsten av asocialt beteende.

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

a) Det kan konstateras, att få undersökningar av vikt för våra problemställningar utförts med hjälp av metoder innebärande fysiologiska mätningar *före* EEG-teknikens införande.

b) EEG-tekniken har utan tvekan bringat åtskilliga nya fakta i dagen, men än så länge åtminstone, låter sig dess resultat knappast uttryckas i allmänna personlighetspsykologiska variabler. Resultaten inskränka sig ofta att gälla procentuella förekomsten av på visst sätt som »abnorma» betecknade EEG i varierande populationer.

c) Abnormitetskriterierna tycks ofta, från allmän vetenskaplig ståndpunkt, vara alltför godtyckligt uppställda. Av de refererade undersökningarna synes Lindsley & Cutts och Frey & Forssman förfarit mest objektivt vid sin utvärdering av resultaten. Primärt

[9] Ibid. s. 5.

refereras där ej till några uppställda normer, utan materialet behandlas strängt empiriskt enligt vissa uppställda principer. Någon signifikansanalys förekommer dock endast hos Frey & Forssman.

d) I de fall där man refererat till uppställda standards, måste dock resultaten sägas vara kvantitativa i samma mening som när t. ex. »items» i ett intelligenstest bedömas med hänsyn till uppställda normer.

e) Många av undersökningarna omfatta ett så litet material, att resultaten, speciellt vid materialets indelning i underavdelningar, måste betraktas som ytterst osäkra.

f) Om vi, med hänsyn till ovanstående, skulle våga draga några slutsatser beträffande EEG hos dem, som diagnosticerats av författarna som »psykopatiska vanartiga» resp. »normala vanartiga», vilja vi peka på de undersökningsresultat, som tyda på att frekvensen patologiska fynd synes vara större beträffande den förra kategorien än betr. den senare.

Sammanfattande må sägas: »Av allt att döma har EEG-tekniken uppdagat fakta och fynd, som ej utan vidare kunna negligeras vid studiet av vanart och 'psykopati'.» Vi ha dock säkerligen rätt till en god portion skepticism gentemot de uppställda kriterierna och vilja gärna instämma med Frey & Forssman: »bättre hade varit om man nöjt sig med att registrera frekvensen av olika EEG-fenomen och överlämnat åt framtiden att dra den slutliga gränsen» (Frey & Forssman, s. 3).

Vad vi framför allt kanske skulle ha önskat, vore att EEG-tekniken kombinerats med andra, om möjligt objektiva och kvantitativa personlighetsdiagnostiska instrument. Som det nu ofta har skett, har materialet grovt indelats med hjälp av gängse klinisk metod i vissa diagnostiska grupper, vilkas relevans för de studerade problemen ibland kan synas diskutabel.

2. Analys av struktural intravariation[1] i intelligenstestskalor

Försök ha gjorts att med utgångspunkt från någon skala avsedd för intelligensbestämning analysera testdata på sådant sätt, att de skulle ge upplysningar av diagnostiskt värde, utöver vad en bestäm-

[1] Termen struktural intravariation har använts i anslutning till Hörnfeldt (1950).

Hos Rapaport går denna procedur under benämningen »Scatter Analysis».

ning av intelligensnivån inneburit. Såvitt bekant har det omfångsrikaste försöket i denna riktning gjorts av Rapaport (1948), som på grundval av Wechslers Bellevue Scale[2] sökt skapa instrument för diagnos av kliniska fall. Hörnfeldt har i en specialundersökning[3] granskat förhållandet mellan den strukturala intravariationen och intelligensnivån och därvid kommit in på problem av ovannämnt slag. I en historik över »den strukturala intravariationen och nivån» påpekar Hörnfeldt, att detta problem kan ledas tillbaka ända till intelligensforskningens första år. Stora individuella olikheter förekommo vid prestationernas utförande, trots att slutresultatet blev detsamma. Redan Binet konstaterade detta men sade, att vi strängt taget ej veta varpå dessa olikheter bero, men antog, att det hade att göra med en olikartad utveckling av de psykiska funktionerna hos olika barn.

Den bakom en nivåbestämning liggande ojämnheten i prestationerna går i amerikansk och engelsk litteratur ofta också under namn av »score-scatter», Stern kallade det »Staffelstreuung».[4] Terman stötte också på problemet vid sin revision av Binet-Simon-skalan och konstaterade intelligensdefektas större intravariation. Man försökte nu att använda sig av scatteranalys för kliniskt bruk. Resultaten blevo icke entydiga. En orsak till att de förhoppningar man knutit till scatteranalys av konventionella intelligenstestdata (som ett enkelt kliniskt hjälpmedel), inte infriats, beror bl. a. på att de enskilda testens reliabiliteter äro så låga, att redan detta ställer metodens användning i tvivelsmål. Försök har gjorts att sammanföra »items» i grupper med hänsyn till testarter och på den vägen söka få en mer reliabel bestämning av ojämnheten. I Sverige har för Terman-Merrill ett på en sådan indelning byggt profilschema publicerats av Ahnsjö och för »Point Scale» i Lindbergs standardisering av Fröbärj.[5] Enligt Hörnfeldt har någon egentlig validering av metodens resultat ännu ej presenterats. Bäst ägnade för en scatteranalys anser Hörnfeldt de intelligenstestskalor vara, som äro uppbyggda som batterier med samma testarter förenade till en grupp, bildande en delskala. Han nämner därvid Bellevueskalan och de försök, som gjorts med den (av Wechsler, Rapaport m. fl.) att diagnosticera psykiatriska syndrom, och menar att vi

»Instead of the customary *inter*-individual comparisons, stressed by intelligence investigations and embodied in the concept of the IQ and percentile ratings, this chapter will stress the *intra-individual* comparison of functions underlying test performances as embodied in the concept of scatter.» »Scatter» definieras sålunda: »The scatter is the pattern of configuration formed by the distribution of the weighted subtest scores of an intelligence test in general ...» Rapaport (1948 vol. I s. 49).

[2] Wechsler (1944).

[3] Hörnfeldt (1950).

[4] Hörnfeldt (1950 s. 170).

[5] Ibid. s. 174.

utan tvivel ha anledning vänta oss en strukturförändring i testlösningarna, när det gäller de i något avseende psykiskt abnorma om icke annat på grund av särpräglad associativ bundenhet, emotionellt betingade hämningar inför visst testmaterial o. d. . . . »Någon tvekan om att vi ha med i testningssituationen skilda reaktionssätt att göra, kan ej råda».[6]

Hörnfeldt sammanfattar resultaten av sin översikt, i de stycken som ha intresse för vår problemställning, sålunda: »otvivelaktigt föreligga kvalitativa differenser i scatter, dvs det fenomen, jag kallat struktural intravariation, mellan kliniskt särpräglade fall och normala. De funna kvantitativa differenserna äro med stor sannolikhet ett sekundärt fenomen. När det gäller att praktiskt utnyttja detta faktum i diagnosticerande syfte kräves dock helt säkert, att man bygger på tillförlitligare data än de, som kunna vinnas vid en scatter-analys av en omnibustestskala. Wechsler och Rapaport ha här visat vägen.»[7]

Försök till användning av struktural intravariationsanalys i samband med undersökning av »psykopati» och vanartsproblem, med utgångspunkt från omnibus-testskalor, ha tidigare förekommit.[8] Med hänsyn till den ovan framdragna principiella kritiken skola vi ej uppehålla oss vid dessa.

Låt oss i stället något beröra vad som gjorts för att utifrån kvantitativa differenser i »scatter», som uttryck för sannolikt bakomliggande kvalitativa differenser, i intelligenstestskalor uppbyggda som batterier av delskalor, studera olika kliniska grupper. Man har därvid hoppats, att enstaka subtests, eller kombinationer av sådana i en intelligenstestskala, ej endast skall kunna diagnosticera en persons intellektuella status, utan även kunna placera individen i andra diagnostiska kategorier.[9] Den intelligenstestskala som oftast använts för sådana syften är Wechsler-Bellevue-skalan. En kritisk översikt av litteraturen på detta område har givits av Rabin & Guertin (1951). I en annan översikt säger Challman (1951): »Scatter analysis of the Wechsler-Bellevue scale continues to attract the interest of a large number of psychologists despites, or possibly because of, the fact that 'the results of scatter studies are contradictory and confusing' . . . Fundamental to all scatter analysis are the reliabilities of the subtests used, yet strangely enough no information was obtainable on these reliabilities until 1949.»

Sådana subtestreliabiliteter ha undersökts av olika författare. Hamister fann två koeff. på 0,90-nivån, tre på 0,80-nivån, fyra på 0,70-nivån, en på 0,60-nivån och en på 0,50-nivån. Cronbach fann något lägre koefficienter, en på 0,90-nivån, två på 0,80-nivån, fem på 0,70-nivån och två på 0,50-nivån.

[6] Ibid. s. 175.
[7] Ibid. s. 176.
[8] Altman & Shakow (1937). Harris & Shakow (1938).
[9] Magaret, Ann (1952).

Cronbach påpekar, att hänsyn måste tagas också till korrelationerna mellan subtesten och hänvisar till ett exempel från Bennett. Differensen mellan poäng i »comprehension» och »information» skulle där vara det diagnosticerande kännetecknet. Korrelationerna mellan dessa två voro enl. Wechsler 0,69, reliabiliteterna 0,78 och 0,86 resp. Detta innebar, att 13 % av den funna differensen var reliabel och att endast de största differenserna voro pålitliga.

Andra faktorer måste också tagas under övervägande, då man använder scatter-analys, men redan de nämnda torde utgöra indicier på att den största försiktighet, åtminstone f. n., måste iakttagas vid tolkning av resultaten. Några av de fynd man gjort med metoden på kliniska grupper, liknande de av oss använda, skola dock presenteras.

a. RAPAPORT (1945 Vol. I), som använt struktural intravariationsanalys i stor utsträckning, har kliniska grupper bestående av schizofrena, paranoida, neurotiska m. fl., men ingen som karakteriserats som »psykopatisk» el. liknande. Hänvisningar till vad man funnit beträffande »psykopater» förekomma dock.

b. SCHAFER (1950 s. 54) sammanfattar vad som framkommer i Bellevueskalan, när den appliceras på personer med diagnosen »psychopathic character disorder» sålunda: »The characteristic pattern is a superiority of the Performance level over the Verbal, low scores on Comprehension and Similarities and high scores on the tests of visual-motor coordination and speed. Often the Digit Span score does not drop, reflecting the characteristic blandness. Frequently Picture Arrangement is conspicuously high; this is especially true for shrewd »schemers». If Picture Completion is high, overalertness or watchfulness is probably characteristic. The over-all pattern will indicate that this is a bland, unreflective, action-oriented person whose judgment is poor, whose conseptual development is weak, but whose grasp of social situations may yet be quick and accurate.»

c. ALTUS & CLARK fann att 28 av 31 mexikanska institutionaliserade vanartiga och 22 av 22 »vita» vanartiga hade »performance IQ» överstigande deras »verbala IQ».[1] Däremot fann Gurvitz inga signifikanta differenser mellan »psykopatiska» fångar, »normala» d:o och slumpvis uttagna personer ur Wechsler's standardiseringsgrupp. Clark & Moore fann signifikanta differenser endast ifråga om »arithmetic performance» mellan »psykopatiska» och »normala» fångar.[2]

Dessa exempel torde räcka för att berättiga till instämmande i Challmans åsikt om läget som »contradictory and confusing».

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

a) Försök att med hjälp av struktural intravariationsanalys av omnibusteststkalor sluta sig till andra faktorers än intellektuellas verkan, måste, av skäl som anförts, anses som mycket litet framgångsrika.

[1] Challman (1951) s. 252.

[2] Magaret (1952) s. 310.

b) Annorlunda ligger saken till när man använt sig av intelligenstestskalor, uppbyggda som ett batteri med olika testarter. De försök som gjorts med dessa, att utifrån kvantitativa differenser ifråga om intravariabilitet, sluta sig till personlighetsdrag av non-intellektuellt slag, ha dock icke lämnat entydiga resultat. Ofta anses subtestens bristande reliabilitet som en av orsakerna till detta. Att höja denna genom att utöka testmassan skulle förlänga proceduren och försvåra administreringen, speciellt vid användning å kliniskt särpräglade grupper. Frågan om metodens användbarhet, framförallt å grupper liknande de av oss använda, torde därför tillsvidare få lämnas öppen. Måhända skulle intet annat framkomma än låg V-faktor hos de vanartiga, vilket i sin tur kan sägas återspegla kulturella miljöförhållanden.

3. »Miniature Life Situations»

I brist på lämplig inhemsk term ha vi adopterat Rosenzweigs (Andrews, 1948 s. 547) term för metoder, som gå ut på, att man försöker placera den undersökte i vissa livsnära situationer, där beteenden, som referera till personlighetsdrag, kunna iakttagas och registreras och ofta kvantitativt utvärderas. Sådana metoder ha bl. a. kommit till användning vid uttagning av officerare och andra militära befattningshavare.[1] I stor utsträckning ha de använts av HARTSHORNE, MAY, MALLER & SHUTTLEWORTH i de studier som på uppdrag av »Institute of Social and Religious Research» utfördes av »Character Education Inquiry» och vilkas resultat framlades i trenne volymer.[2]

Situationer arrangerades, där drag som ärlighet, samarbetsvilja, uthållighet och andra liknande förmodades framkomma och objektivt kunde registreras. Situationerna kunde innebära, att individerna hade till uppgift att utföra ett visst prov och rätta uppgifterna efter ett medföljande facit och sedan genomgå ekvivalenta prov, som de ej tillätos rätta själva. Hög korrelation (c:a 0,70) mellan moralisk kunskap och intelligens visade sig, men korrelationerna mellan moralisk kunskap och aktuellt moraliskt beteende (sådant det antogs framkomma i testen) voro låga (c:a 0,25). Vad en individ säger om sitt beteende är enligt detta föga upplysande om hans faktiska beteende i en given situation.[3]

En analys av samvariationen mellan de olika situationerna visade, att en

[1] Se t. ex. Ansbacher (1941), Anderberg (1945) och OSS Staff (1948).

[2] Hartshorne & May et al. vol. I (1928). Hartshorne & May et al. vol. II (1929). Hartshorne & May et al. vol. III (1930).

[3] Andrews (1948) s. 548—549.

person kunde t. ex. fuska i ett prov, som avsåg att avslöja fusk, men ej i ett annat som var arrangerat för samma syfte. De olika »dragen» voro således starkt situationsbundna, och man kan säga, att vad som framkom i dessa studier voro snarare situations- än personvariabler. »Character Education Inquiry» företog sina studier huvudsakligen med skolbarn som försöksmaterial och ej med kliniska grupper.

Ett annat område där metoder av typen »Miniature-Life-Situations» kommit till användning är det, där man studerat en individs reaktion på sina framgångar och misslyckanden, eller mera allmänt, »frustration» och »gratification».

Tests som utges för att mäta någon förmåga bjudas, men man är inte intresserad av dessas (testens) resultat, utan av emotionella reaktioner på basis av framgång och misslyckande. Försökspersonerna måste förbliva i den tron, att det är deras förmåga att lösa uppgifterna man är ute efter, och ej deras emotionella reaktioner inför uppgiften. En beskrivning av hur man kan anordna sådana experiment har lämnats av bl. a. Rosenzweig. Som en inledning till ett senare fortsatt laboratoriestudium av psykoanalytiska begrepp gjorde han en experimentell studie av »repression».[4]

Föregångare till den använda tekniken äro bl. a. Koch, som arbetade med studenters förmåga att komma ihåg dåliga och bra examinationer och Zeigarnik med sina försök med minne för fullbordade och ofullbordade uppgifter. Försökspersonerna bjödos i ett fall ett simulativt intelligenstest (av puzzle-karaktär) för att hos dem skapa ett emotionellt spänningstillstånd och åstadkomma upplevelser av framgång och misslyckande. Genom arrangemang från försöksledaren tillätos f. p.-nerna misslyckas med hälften och lyckas med hälften av uppgifterna. De skulle sedan försöka namnge uppgifterna i testet. I andra fall skulle de före och efter ett s. k. intelligenstest i ordlistor skatta orden alltefter deras lustbetonade innehåll. I listorna ingingo då ord, som hade med det föregivna intelligenstestet att skaffa. Dessa experiment förde sedan in på andra, som ledde till uppställandet av begreppet »frustration-tolerance».[5]

Några större undersökningar med dessa metoder å kliniskt material av det slag vi själva använt, ha vi inte kunnat finna. Mycket talar emellertid för att metoderna borde försökas å ett sådant.

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

a) Undersökningar å kliniskt material med hjälp av »Miniature-Life-Situations» i den tekniska utformning de fått, framför allt av Hartshorne, May et al., synes i ringa utsträckning ha förekommit.

[4] Rosenzweig (1938).

[5] Ibid. s. 480 not 1. I ett av Rosenzweig sedermera utvecklat test, »Picture-Frustration-Test» har proceduren verbaliserats och experiment med verkliga frustrerande situationer företogos icke, utan försökspersonerna ha att verbalt uttrycka sin reaktion inför en bild som avser att verka frustrerande. Denna metod räknas allmänt till de projektiva och förbigås här.

b) Hartshorne & May-tekniken har huvudsakligen använts för att mäta ett beteende, avvikande från vissa etiska och sociala normer och avser ej vad som i allmänhet är att hänföra till personlighetsdrag. I alla de fall där man arbetar med grupper som, på grund av främst brister i sitt etiska och sociala uppförande, ha avskilts från samhället, är det intressantare att undersöka, om det hos sådana personer kan konstateras avvikelser ifråga om andra beteenden än de, som regleras av etiska och sociala normer.

c) De försök, där man arrangerar en »Miniature-Life-Situation» för att studera frågor av bl. a. frustrationskaraktär, verka mer lovande än föregående. Man är här på jakt efter förmodade personlighetsdrag och mekanismer, som antagas fungera på liknande sätt i verkliga livssituationer som i en standardiserad laboratoriesituation. Pålitliga undersökningar med denna teknik, utförda på kliniskt material, saknas emellertid i stor utsträckning ännu.

4. Standardiserad »case-history»-metodik

Försök ha gjorts att objektivt mäta vanartsbeteendet som sådant och vidare att på samma sätt söka gradera vanarten.[1] Man har då studerat vanartens geografiska förekomst, de vanartigas sociala, fysiska, hereditära m. fl. förhållanden för att med hjälp av statistiska metoder få fram ett antal prediktorer, med huvudsakligt syfte att efter en sådan objektiv kartläggning av vanarten kunna vidtaga adekvata preventiva åtgärder. Uppgifterna ha ofta hämtats från case-history-data och sedan behandlats statistiskt, men någon skala användbar för diagnos av grupper eller enskilda fall har i regel ej utarbetats i anslutning till undersökningarna.

Rent diagnostiska metoder ha emellertid framkommit, som ha till

[1] Se t. ex.:

1. Robinson, Sophia Moses: »Can delinquency be measured?» N. Y. 1936.
2. Clark, W. W.: »Whittier Grading Scale for Juvenile Offences», Calif. Bur. of Juv. Research, 1922.
3. Durea, M. A. A.: »A quantitative method for diagn. the seriousness of asocial behavior of juvenile delinquents.» J. gen. Psych. 1936, 14, 412—421.
4. Ackerson, Luton: »Childrens behavior problems»: I, »Incidence, genetic and intellectual factors». Chic. 1931. II, »Relative importance and intercorrelations among traits». Chic. 1942. (Statistisk bearbetn. under medv. av L. L. Thurstone. Båda vol. avse främst en kartläggning av multipla kausala faktorer och bygga bl. a. på korrelationsundersökning av »case data» erhållna från lärare, föräldrar, socialarbetare m. fl.)

utgångspunkt case-history-data, som kvantificerats och standardiserats. Dessa metoder gå hos Rogers[2] under benämningen »evaluation of case histories». Vi skulle i anslutning till Rogers kunna kalla metoderna för »utvärdering av case-histories» men föredraga rubrikens term, främst av språkliga skäl.

En tidig sådan metod utarbetades av Olson.[3] En annan skala är »The Des Moines Scale», av Hill. Den omfattar 55 items fördelade på 5 grupper, omfattande: »Parental and family characteristics», »Personal factors in home environment», »School records and tests» m. fl. grupper. Varje item skattas i en 5-gradig skala med poäng från 0—4 och ger upphov till en totalpoäng, ju högre denna är desto gynnsammare barnets situation.[4]

En liknande uppbyggnad har »The Detroit Scale for Diagnosis of Behavior Problems»[5] men väsentligt olika de sistnämnda är Rogers »Component-Factor Method of Diagnosis».

BAKER & TRAPHAGEN (1937) utförde en undersökning, som resulterade i skapandet av ovannämnda skala (Detroit-skalan). Deras tes är, att barn som uppvisat s. k. beteendeproblem i skolan, på lekplatsen och i hemmet ofta komma att utgöra »problemfall» även som vuxna. Somliga av dem bli ev. psykiskt sjuka, under det att andra kriminaliseras.[6] Arbetet är ett försök att göra beteendefaktorer lättförståeligare och därmed beteenderubbningar och vanart möjliga att förhindra. Orsakerna till ett missanpassat beteende, säga förff. kunna indelas i (1) fysiska, sensoriska och nervösa faktorer hos barnet, (2) temperament och emotioner hos barnet, (3) sociala krafter och faktorer som verka på barnet.[7] Materialet för undersökningarna utgöres av tre på visst sätt uttagna grupper, en »non-behavior problem group» (N = 181), en »behavior problem group I» (N = 189) och en »behavior problem group II (N = 50), den sistnämnda utgörande gravare fall. Skalan undersöker 66 faktorer ordnade i fem grupper, allt ifrån »Health and Physical Factors» till »Home Atmosphere and School Factors». Varje faktor skattas i en femgradig skala, och typexempel ges för varje poäng i skalan. Skalans differentierande förmåga belyses genom differenser mellan de olika gruppernas poängtal.[8] CR för differensen mellan grupperna blev: »non-behavior group»/»behavior group I» = 23,3, »non-behavior group»/»behavior group II» = 29,0 och »behavior group I»/»behavior group II» = 4,9.

Korrigerad reliabilitet (split half) blev för grupp I = 0,884, för »non-behavior»-gruppen 0,902 och för båda dessa tillsammans 0,964.[9] Illustrativa case-studies meddelas av författarna, men någon efterprövning av Detroit-

[2] Rogers, Carl (1939 s. 31).
[3] Olson (1930).
[4] Rogers (1939) ss. 32—33.
[5] Baker & Traphagen (1937).
[6] Ibid. s. 3.
[7] Ibid. ss. 6—8.
[8] Ibid. s. 343.
[9] Ibid. s. 346.

skalan (och helst då av andra än dess skapare) på annat material än det, som använts för standardiseringen, ha vi ej kunnat finna i litteraturen. Metodens värde som diagnostiskt instrument (ådagalagt t. ex. genom differentierande förmåga mellan på visst sätt karakteriserade grupper) blir naturligtvis i hög grad beroende av vilka resultat, som erhållas vid en sådan efterprövning.

En annan metod som kan räknas till standardiserad »case-history»-metodik, ehuru standardiseringen inte är lika långt driven och lika detaljerad som i den föregående metoden, har utarbetats av Carl R. Rogers.

ROGERS (1939) kallar sin metod »component-factor-method». Den är avsedd att diagnosticera beteenderubbningar hos barn. En genomgång av några vanliga metoder för diagnos av sådana rubbningar ger Rogers anledning till flera kritiska anmärkningar beträffande den använda metodiken och allmänt säges att en diagnos måste gå på djupet och utstaka vägen för en senare behandling. Konventionella »Personality»-tests (Woodworth Psychoneurotic Inventory, Bernreuters d:o, Thurstones d:o m. fl.), metoder för att mäta anpassning till olika livssituationer, standardiserade stimuli med individuella svar (Word-Association, Rorschach m. fl.) m. fl. metoder diskuteras, och, menar Rogers: »as a means of diagnosis however, such tests are by no means entirely satisfactory». Detta emedan metoderna primärt syfta till att insamla fakta och därmed höra till den beskrivande och klassificerande fasen i en diagnos, snarare än till den fas, som ger signifikans och mening åt fakta.[1] En diagnostisk metod, baserad på helt andra antaganden och som Rogers kallar »The Ego-libido Method», anses ha vissa förtjänster, men också svagheter, — den allvarligaste bestående i att den söker förklara allt beteende i termer av emotionella reaktioner på individens upplevelser.[2]

Större uppmärksamhet ägnar Rogers de metoder som gå ut på »evaluation of case-histories». Men dessa ha enligt Rogers också sina nackdelar. Ett strikt poängsättningssystem innebär en pseudofinalitet, säges det, och en annan svaghet är dessa metoders försummelse att taga adekvat hänsyn till relationerna mellan fakta.[3] Dessa metoder anses dock kunna vara värdefulla hjälpmedel vid försök att »genomskåda» barnets beteende.[4]

Den egna »component-factor»-metoden presenteras som ett försök att undvika de fallgropar, som de refererade anses ha råkat hamna i. »Beteenderubbningar bero på det faktum, att ett barn med viss hereditär utrustning behandlas på visst sätt av familjemedlemmarna och på samma gång påverkas av vissa yttre sociala och kulturella inflytanden.» »För att förstå beteendet måste vi se det som ett komplett resultat av alla dessa samverkande faktorer.»[5] Dessa smått truistiska teser äro några av dem som Rogers utgår ifrån. Alla de krafter, som anses ha verkat hos barnet, grupperas under åtta faktorer, »the heredity factor», »the physical factor» etc.

[1] Ibid. s. 25.
[2] Ibid. s. 30.
[3] Ibid. s. 35.
[4] Ibid. s. 37.
[5] Ibid. s. 40.

Var och en av dessa 8 faktorer skattas i det individuella fallet i en 7-gradig skala. Denna procedur har gjorts mera objektiv genom att skattningar, utförda av erfarna kliniker, och med experimentellt bestämda utvärderingar, uppställts som ledning.[6] Skalvärdena löpa från — 3, vilket anger den minst gynnsamma poängen, via 0 till + 3 som anger den mest gynnsamma. För de 8 faktorerna har typexempel med åsatta skalvärden givits. Medelvärden av de medverkande klinikernas skattningar ha uträknats och tjäna som mall vid poängsättningen. Validiteten säges vara kontrollerad med hjälp av bedömningarnas standardavvikelse i den sjugradiga skalan. SD var t. ex. för den hereditära faktorn 0,38 (innebärande att 77 % av omdömena ej föllo inom mer än två kategorier).[7] Ingen omfattande studie av reliabiliteten har gjorts, då skalan ej ger upphov till något total-poängvärde eller index. Som ett indicium på reliabiliteten anför Rogers emellertid, att sex bedömare, alla kliniska psykologer, skattade vart och ett av fem fall i var och en av sju faktorer och att av det sålunda uppkomna totala antalet av 210 skattningar 138 eller 66 % voro överensstämmande inom två kategorier på en 7-gradig skala. I de återstående 34 procenten voro skattningarna spridda över 3 eller t. o. m. 4 steg i skalan. Skalan omfattar endast förmodade kausala faktorer och lämnar inget utrymme åt symptomatologien. Denna rekommenderas att införas i en åtföljande beskrivande diagnos.[8]

Meningen är också att för var och en av de faktorer, som äro möjliga att påverka genom behandling (herediteten t. ex. går ju ej att påverka i det ind. fallet), skall bedömaren grafiskt ange, vilken väntad effekt en behandling kan tänkas ha. Detta illustrerar det intima samspel mellan diagnos och terapi, som torde vara karakteristiskt för Rogers teorier och praktiska verksamhet.

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

a) Av speciellt intresse för våra syften hade varit, om dessa metoders differentierande förmåga i andra grupper av klientel, vanartiga, »psykopatiska» etc. och »normala» än de som legat till grund för konstruktionen av metoderna, angivits. Detta förekommer ej hos Baker & Traphagen och Rogers. Ej heller synes litteraturen ge besked om huruvida någon sådan efterprövning (korsvalidering) ägt rum.

b) Viss tvekan kan råda om komponentfaktormetoden (Rogers) är att hänföra till denna typ av metoder, eller om den kanske snarare skulle inrangeras bland skattningsmetoder. Vi ha hänfört den till den här behandlade typen, emedan den otvivelaktigt är ett steg mot en objektiv utvärdering av en »case-history» enligt vissa normer.

[6] Ibid. s. 41. De åtta faktorerna beskrives å s. 41 och följ. i Rogers (1939).

[7] Ibid. s. 50.

[8] Ibid. s. 50.

c) Rogers har troligen primärt ej avsett att metoden skulle vara något forskningsinstrument, utan i första hand ett hjälpmedel med praktiska syften för att göra diagnosställandet mer objektivt.

d) Skall någon av metoderna kunna tänkas användas i differentierande syfte mellan grupper av det slag vi behandlat, torde Baker & Traphagens »Detroit Scale» vara den lämpligaste av de två. Metoden tarvar emellertid i så fall en grundlig omarbetning efter inhemska förhållanden, och det synes långt ifrån vara tillfyllest med en enkel översättning och omstandardisering av densamma.

5. Inventory-metoder

Dessa metoder torde vara de oftast använda kvantitativa metoderna vid personlighets-psykologiska studier överhuvud taget, och ett stort antal olika »inventories» el »questionnaires» ha konstruerats.[1] De gå alla ut på att försökspersonerna på visst föreskrivet sätt, t. ex. med »ja», »nej» eller »?» skola besvara vissa standardiserade frågor, kryssa för vissa satser, sortera kort med påtryckta satser eller på annat sätt indikera sin reaktion gentemot frågorna eller påståendena. Reaktionerna poängsättas efter olika system, men ge alltid upphov till en totalpoäng, som ger upplysning om den undersökta individens status i någon variabel i förhållande till någon standardgrupp eller klinisk grupp. Som upphovsman till tekniken brukar Woodworth räknas, som med sitt »Personal Data Sheet» avsåg att i samband med det första världskriget skapa ett instrument att användas på soldater för att snabbt kunna gallra ut sådana, som troddes ha psykoneurotiska tendenser. Bearbetningar av Woodworth's instrument började snart visa sig, och nyskapelser av andra kommo också till. Några av de vanligast använda inventory-metoderna äro Bernreuter's Personality Inventory, Terman-Miles's M-F Battery, Guilford's Inventory, Thurstone & Thurstone's Neurotic Inventory, Bell's Adjustment Inventory, Cornell Index, Humm-Wadsworth, samt på senare tid det kanske mest ambitiösa försöket, Hathaway & Mc Kinley's The Minnesota Multiphasic Personality Inventory (J. Psychol. 1940, 10, 249—254). Översikter av Inventories och historiska utblickar ha givits av olika författare.[2] Många

[1] I »The Third Mental Measurements Yearbook», Oscar Krisen Buros, editor, New Brunswick 1949 t. ex. recenseras ett 30-tal sådana metoder. (Ibid. ss. 51—218). Ekman (1952) använder termen frågeschema för dessa metoder.

[2] T. ex. Symonds (1935), Cattell (1946), Cattell (1950) och Sjöstrand (1949), där han också ingående har diskuterat frågor om inventories objektivitet, validitet,

av de tidigare »Inventories» brister har man försökt övervinna i de senare konstruktionerna. Man har i dessa med hjälp av olika metoder försökt få viss kontroll över problem som svarens sanningshalt, den undersöktes attityd till proceduren jämte andra, sammanhängande med metodernas reliabilitet och validitet. En metod, i vilken man försökt gå långt i denna riktning, är den sistnämnda, MMPI.

Många »Inventories» avse ej endast att mäta olika personlighetsdrag utan undersöka även intressen, attityder och värderingar.[3] Andra innehålla utom normalpsykologiska personlighetsvariabler även variabler, som avse att indikera förekomsten av psykiatriska syndrom (t. ex. MMPI).

Med den stora utbredning, som Inventory-metoderna fingo, är det ej att förvåna sig över att man tidigt kom att använda dem vid studier av »psykopater» och vanartiga. Ett par sådana undersökningar från tjugotalets mitt äro följande av Slawson och Tjaden.

a. SLAWSON (1925) använde Mathews modifikation av Woodworth's Psychoneurotic Inventory för att kvantitativt söka uppskatta emotionella faktorers bidragande orsak till vanarten. De som »psykopatiska» karakteriserade vanartiga, säger Slawson, kännetecknas framför allt av »emotional instability». Bristen på objektiva instrument för att mäta denna instabilitet säges ha hindrat framåtskridandet på området. Samtliga beskrivningar av det psykopatiska barnet äro ej mycket värda som hjälpmedel vid bestämningar av »psykopatiens» bidrag till vanartsbeteendet, framhåller Slawson vidare. Ineffektiviteten hos dessa studier och beskrivningar säger han bero på dessa två faktorer (1) avsaknaden av objektiva instrument, (2) avsaknaden av kvantitativa bestämningar.

Med Mathew's instrument undersöktes 879 pojkar från tre olika anstalter, alla avsedda för vanartiga, men för fall av tre olika svårighetsgrader. Jämförelser gjordes också med Mathew's normalgrupp.

Resultaten av undersökningarna sammanfattar Slawson sålunda: »The data obtained by Mathew's Adoptation of the Woodworth Psychoneurotic Inventory point strongly to the fact that there is an intimate association between defective emotional makeup, as judged by the psychoneurotic responses made to the questions on this Inventory and male juvenile delinquency.»[4]

b. TJADEN (1926) avsåg med sin studie att angripa problemet om vanartens orsaker på det emotionella planet.[5] För detta ändamål undersöktes

reliabilitet och konstans. Exempel på frågor och satser ur olika inventories återfinnas i Sjöstrand (1949). Fylliga översikter med uppgifter om metodernas reliabilitet och validitet finnas också i Ferguson (1952) och Freeman (1953).

[3] Andrews (1948) s. 546. Dessa metoder förbigås här, då de ej ha synnerlig relevans för våra problemställningar.

[4] Ibid. s. 279.

[5] Ibid. s. 192.

26 vanartiga pojkar med Pressey's X-O test, Form A.[6] Jämförelser gjordes med data från en college-grupp med approximativt samma intelligensfördelning. Den del av det använda testet, som avser »Affectivity scores», består av 4 subtests var och ett omfattande 125 items. Reteströeliabiliteten, enl. Symonds, för dessa 4 växlar mellan 0,82 till 0,87.[7]

Resultaten av jämförelsen mellan grupperna i de 4 subtesten visade enl. Tjaden: Test I: 80 % av de vanartigas val (emotionella reaktioner) voro desamma som collegegruppens. »This would indicate that in the case of a group of delinquent boys of high intelligence this test is not significant in detection of potential or overt criminality.»[8] Test II visade återigen att 80 % av reaktionerna voro överensstämmande. I test III var 64 % desamma. Förf. drager av detta den slutsatsen, att detta subtest (III) har ringa eller intet värde för upptäckandet av kriminella tendenser, men anser att det har stort värde vid en individuell karaktärsanalys, ehuru det ej heller synes kasta något ljus över problemet om vanartens orsaker. I Test IV voro 55 % av reaktionerna gemensamma för båda grupperna. »Like the foregoing tests in the Pressey group, this test seems also to fail in the uncovering of criminal leanings in boys of superior intelligence» säger Tjaden, men han anser dock att testet är värdefullt »as aids to the resourceful analyst in revealing constellations of ideas that have marked emotional content».[9]

Dessa två tidiga vanartsundersökningar med hjälp av Inventorymetodik, den ena med övervägande positivt, den andra med övervägande negativt resultat, återspegla på sitt sätt den följande utvecklingen på området. Ibland har man funnit att metoderna differentiera mellan vanarts- och »psykopat»-klientel å ena sidan och normalmaterial å den andra, ibland har man funnit att de ej förmå att åstadkomma någon differentiering, i varje fall icke av den graden, att metoderna kunnat tjäna som diagnostiska instrument.

Vi skola ej här fördjupa oss i alla de undersökningar av »psykopater» och vanartiga, där man använt sig av Inventories av något slag, utan presentera deras diagnostiska förmåga i en mera överskådlig form, så som den framkommit vid olika försök till validering av metoderna, å klientel av de slag vi arbetat med.

c. ELLIS (1946) har givit en översikt av validiteten hos ett stort antal »Personality Questionnaires», byggd på en sammanställning av olika forskares resultat. Ellis framhåller först, att medan reliabiliteten hos »Personality questionnaires» vanligen varit anmärkningsvärt hög, så har däremot deras validitet blivit mer ifrågasatt. Majoriteten av de försök till validering som gjorts äro, enl. Ellis, »not objective, or clinical, validations at all, but are essentially little more than statistical checks and balances on the particular

[6] En beskrivning av Pressey's X-O test jämte referenser finnes bl. a. hos Symonds (1935) s. 189—195. X-O är symbol för »crossing out irrelevant terms» (Ibid. s. 189). Förfarandet är något annorlunda än i de flesta Inventories, men Symonds räknar testet till gruppen »Questionnaires» och med terminologien hos Andrews (1948) är det då jämställt med Inventories.

[7] Symonds (1935) ss. 164 och 165. [8] Tjaden (1926) s. 201. [9] Ibid. s. 202.

method of test construction that has been employed. Naturally, these internal concistency »validations» rarely fail».[1] Översikten upptager därför endast studier som rapporterat klinisk validering — och med detta menas här sådana studier, där testet eller testen ifråga använts å diagnosticerade grupper av ett eller annat slag, för att se om de åtskilt individerna i den riktning man väntat. Ellis framhåller också det i och för sig självklara faktum, att gruppdifferenser ej utgöra säkra hållpunkter för individualdiagnos.

De olika objektiva validitetsundersökningarna indelar Ellis i sex kategorier. De som närmast ha intresse i detta sammanhang äro:[2]

1. *Behavior Problem Diagnosis.* — Experiments where a personality questionnairs was given to normal children on the one hand and diagnosed behavior problem children on the other hand.
2. *Delinquency Diagnosis.* — Experiments where a test was given to normal children and to institutionalized (or otherwise accredited) delinquents.
3. *Psychiatric or Psychological Diagnosis.* — Experiments where a test was given to normal groups and to groups of individuals who were diagnosed by psychiatrists, clinical psychologists, or trained supervisors to be definitely maladjusted, neurotic, or psychotic.

De som falla under återstående tre rubriker, »Rating diagnosis», »Test Intercorrelations» och »Over-rating or Lying Validations» förbigås här.

Samtliga under ovanstående rubriker refererade undersökningar voro administrerade som grupp-försök. Experiment med individuell bjudning (främst avseende MMPI) refereras separat under (4).

1. Validering mot »Behavior Problem diagnos»[3]

Undersökare	*Använt instrument*	*Resultat*
1. Daniel	Woodworth-Mathews test	positive
2. Daniel	Maller Character Sketches	positive
3. Mathews	Bernreuter Personality Inventory	mainly neg.
4. Riggs and Joyal	Loofbourow-Keys P. I.	quest. pos.
5. Speer	Bernreuter Inventory	negative
6. Symonds and Jackson	Symonds Adjustment Quest.	mainly neg.
7. Thomson	Link PQ Test	negative
8. Yourman	Thurstone Personality Schedule	mainly neg.
9. Ellis	Bl. Inventory	negative

Av dessa 9 valideringsförsök gåvo två positiva, en ifrågasatt positivt, och sex negativa resultat.

[1] Ibid. s. 385. Bibliografien till Ellis översikt omfattar ej mindre än 360 nummer.

[2] Ibid. s. 392.

[3] Ibid. s. 393. Experimentgruppen har i alla dessa fall karakteriserats med diagnosen »Behavior Problem».

2. *Validering mot vanartsdiagnos*[4]

	Undersökare	*Använt instrument*	*Resultat*
1.	Asher and Haven	Woodworth-Mathews Test	negative
2.	Babcock	Sweet Personal Attitudes Test	negative
3.	Babcock	Rogers Personality Test	negative
4.	Bartlett and Haas	Bell Adjustment Inventory	mainly pos.
5.	Bartlett and Haas	Woodworth-Mathews test	positive
6.	Boynton and Walsworth	Maller personality test	quest. pos.
7.	Boynton and Walsworth	B. P. C. Personal Inventory	quest. pos.
8.	Boynton and Walsworth	Bernreuter Inventory	negative
9.	Boynton and Walsworth	Rogers Personality Test	quest. pos.
10.	Bridges	Woodworth-Mathews Test	quest. pos.
11.	Bridges	Woodworth PD Sheet	mainly neg.
12.	Bridges and Bridges	Woodworth-Mathews Test	positive
13.	Capwell	Washburne Social Adjustment Inventory	mainly pos.
14.	Casselberry	Neyman-Kohlstedt test	mainly neg.
15.	Casselberry	Woodworth PD Sheet	quest. pos.
16.	Casselberry	Bernreuter Inventory	negative
17.	Cavan	White House Scale	positive
18.	Courthial	Woodworth-Mathews Test	positive
19.	Cushing and Ruch	Woodworth-Cady Test	positive
20.	Daniel	Woodworth-Mathews Sheet	mainly pos.
21.	Daniel	Maller Character Sketches	positive
22.	Harris	Maller Inventory	negative
23.	Horsch and Davis	Bernreuter Inventory	quest. pos.
24.	Houtchens	Humm-Wadsworth Temperament Test	positive
25.	Landis	Thurstone Test	negative
26.	Landis	Heidbreder's Temperament Test	mainly neg.
27.	Murray	komb. av Woodworth, Thurstone and Laird	positive
28.	Reusser	Sweet test	mainly pos.
29.	Slawson	Woodworth-Mathews Test	positive
30.	Smith	Undersökarens	positive
31.	Snyder	Woodworth-Mathews Test	mainly neg.
32.	Washburne	Washburne Social-Adjustment Inventory	positive
33.	Wittman and Huffman	Bell Adjustment Inventory	negative
34.	Wittman and Huffman	Guilford Martin Inventory	mainly neg.

[4] Experimentgruppen har i alla dessa fall karakteriserats med diagnosen »Delinquency».

Av 34 undersökningar av validiteten i samband med vanartsdiagnos visade 15 positiva eller huvudsakligen positiva resultat, 6 ifrågasatt positiva och 13 negativa eller huvudsakligen negativa resultat.

3. Validering mot psykiatrisk eller psykologisk diagnos

Av de 75 undersökningar Ellis inräknar under ovanstående rubrik, medtaga vi endast de som innehålla diagnoser refererande till »psykopati» och/eller vanart (eller kriminalitet).

	Undersökare	*Använt instr.*	*Experimentgruppens diagnos*	*Resultat*
10.	Feder and Mallet	Bell Adjustment Inventory	Psychoneurotic and psychopathic	mainly neg.
11.	Feder and Mallet	Woodworth-House Inventory	Psychoneurotic and psychopathic	mainly neg.
12.	Feder and Mallet	Thurstone Inventory	Psychoneurotic and psychopathic	mainly neg.
23.	Hathaway	Bell Adjustment Inventory	Psychopaths	negative
24.	Hathaway	Bernreuter Inventory	Psychopaths	positive
25.	Hathaway	Humm-Wadsworth test	Constitutional psychopathic inferiors	positive
38.	Mc Cartney and Papurt	A personal data questionnaire	Prisoners at Elmira reformatory	quest. pos.
43.	Mc Nemar and Landis	Willoughby Emotional Maturity test	Psychopathic women	negative
55.	Pescor	Woodworth PD Sheet	U. S. Northeastern Penitentiary Hospital	mainly pos.
67.	Sweet	Unders.	Institutionalized delinquents	quest. pos.

De undersökningar som avsett missanpassning eller liknande diagnos ha ej medtagits i ovanstående utdrag av Ellis (1946). Ej heller de, där medlemmar av någon grupp åsatts en diagnos och fått utgöra valideringsgrupp. Endast de ha medtagits där experimentgruppen från början varit institutionaliserad eller på annat sätt avskild.

I vårt urval av undersökningar under denna rubrik ha av 10, 7 st. avs. »psykopati» (el. motsvarande) och 3 vanart (kriminalitet), 2 givit positivt, 1 huvudsakligen positivt, 2 ifrågasatt positivt, 3 huvudsakligen negativt och 2 helt negativt resultat.

Hur mycket vågar man då lita på Ellis omdömen beträffande resultaten? Sjöstrand har ingående granskat förutsättningarna för hans omdömen och därigenom kommit att ställa sig tvivlande till omdömenas tillförlitlighet[5] (granskningen avser främst de studier, där instru-

[5] Sjöstrand (1949) s. 78.

menten använts för att differentiera neurotiker och icke-neurotiker, men sannolikheten borde tala för, att av de 75 kommenterade undersökningarna, de som avsett neuroticism ej systematiskt blivit utsatta för en annorlunda bedömning än de övriga). Någon bestämd tendens till över- eller underskattning av instrumentens validitet, uttryckt i termer av deras differentierande förmåga, anser sig Sjöstrand ej kunna konstatera, utan säger: »Det finns dock knappast anledning tro, att översikterna hos Ellis, även vid beaktande av allt det här anförda, skulle ha förskjutits i nämnvärd grad. I vissa fall hade omdömet kanske blivit bättre än det givna, i andra fall sämre. Det kan mycket väl tänkas, att de olika förbiseendena hålla varandra i balans, så att totalintrycket vid en fördjupad granskning ändå bleve ungefär detsamma».[6] Även om denna förmodan främst gäller de psykoneurotiska studierna, finnes ringa anledning antaga, att den icke rimligtvis också skulle kunna vara relevant för de studier vi här behandlat. De hittills behandlade inventory-metoderna äro sådana som administrerats i grupp. Individuellt bjudna metoders validitet diskuteras nedan.

4. Validiteten hos individuellt administrerade Inventory-metoder[7]

Under denna rubrik tager Ellis upp 15 undersökningar. Av dessa ha 13 utförts med MMPI. Av de 15 referera vi endast de som utförts med experimentgrupp, diagnosticerad som »psykopatisk» eller vanartig, eller där en sådan grupp (eller grupper) ingått.

Undersökare	*Använt instrument*	*Experimentgruppens diagnos*	*Resultat*	*Anm.*
1. Benton	MMPI	Delinquents	quest. pos.	13 av 16 pos. i Pd[8]
2. Benton och Probst	MMPI	Abnormal	quest. pos.	Pd stat. signif.
3. Capwell	MMPI	Delinquents	positive	Största diff i Pd.
4. Gouch	MMPI	Neuropsychiatric army cases	positive	pos. i bl. a. Pd.
9. Mc Kinley and Hathaway	MMPI	—	mainly pos.	pos. i bl. a. Pd.
13. Schmidt	MMPI	Abnormal Army Air force personel	positive	utskilde bl. a. »const. psychopathy».
15. Van Vorst	MMPI	Psychopathic delinquents	mainly neg.	—

[6] Ibid. s. 82.

[7] Ellis (1946) s. 420.

[8] Pd = Psychopathic Deviate Scale.

Av de 7 studier av Ellis 15, som vi här uttagit och som berört grupper där »psykopati» och/eller vanart förekommit, ha 3 visat klart positivt, 1 huvudsakligen positivt, 2 ifrågasatt positivt och en huvudsakligen negativt resultat. Alla dessa 7 ha utförts med MMPI. Resultatet är som synes klart bättre för individuellt administrerade Inventories än för sådana, som givits i grupp. Detsamma gäller också om samtliga undersökningar hos Ellis. Han diskuterar orsakerna till detta och uppställer tre hypoteser.[9] Den första går ut på att något av den »rapport», som visat sig väsentlig vid case-study-intervjuer, skulle ha kommit fram vid individuell administration. Den andra hypotesen innebär, att de flesta studierna gjorts med MMPI, och detta instrument ev. skulle vara överlägset på grund av utpräglat klinisk och objektiv standardisering. Den tredje slutligen innebär, att de flesta studier av validiteten hos MMPI gjorts med hjälp av antingen grupper, som använts för standardiseringen eller militärpersonal, som antages ha svarat uppriktigare än andra. Vidare forskning behövs för att avgöra huruvida någon av hypoteserna är riktig, anser Ellis. En egenskap hos MMPI, som Ellis ej nämnt, men som kanske har bidragit till de relativt gynnsamma resultaten med metoden är den, att det ej, i likhet med de flesta Inventories, skall genomgås med hjälp av papper och penna. De 550 satserna sorteras istället i 3 högar, »sant», »falskt» och »kan inte säga». Det är åtminstone tänkbart att ungdomar med olika grader av s. k. skolsvårigheter, eller med en case-history, som tyder på att sådant förekommit, erfar någon speciell olust vid genomförandet av en uppgift, som har aldrig så litet skolmässig anknytning, och att detta skulle förleda vederbörande till mindre noggrant genomförande av densamma, en bristande kooperativ inställning som sannolikt återverkar på validitet och reliabilitet hos det använda testet. I MMPI synes mindre risk för detta föreligga, emedan själva proceduren vid individuell bjudning har mera performance-karaktär. Satserna som skola sorteras äro utformade som påståenden och ej, som i de flesta andra Inventories, i frågeform, och detta gör troligen också att försöksperson en känner sig mindre »närgånget» behandlad, än när direkta frågor bjudas. Det synes ej heller fordras samma grad av introspektiv förmåga, som när det gäller att besvara frågor angående intimt personliga förhållanden. Många Inventories' avancerat intellektuella utformning gör dem också svåra att använda på andra grupper än intellektuella.

[9] Ellis (1946) s. 423. MMPI har även utarbetats för gruppadministrering (Booklet Form, Hathaway and Mc Kinley: »Supp. Manual for the MMPI», part II N. Y. 1946) men vid tiden för Ellis publicering av uppsatsen, sept. 1946, hade några undersökningar med gruppadministrering sannolikt ej hunnit utföras på vanartsklientel.

I en senare översikt över Inventory-metoderna granskar Ellis de undersökningar, som utförts med dessa instrument under åren 1946—1951 (Ellis 1953). Han konstaterar först att antalet forskningsprojekt och teoretiska framställningar, vid vilka dessa metoder använts, är utomordentligt stort. Möjligen med undantag av Rorschach synes det som om mer av forskning och kliniskt arbete utförts med inventory-metoderna än med några andra instrument, framhålles det. Resultatet av översikten summerar Ellis sålunda: »It was found that in most cases inventory scores discriminate significantly when used with neuropsychiatric, psychosomatic, alcoholic, age, sex, ethnic, and college groups. On the other hand, it was found that in most instances the inventories» ... »do not give significant group discriminations when used with vocational, academic, socioeconomic, and disabled and ill groups» (s. 48). Till detta må genmälas, att denna Ellis senare översikt är om möjligt ännu mera summarisk än den förra. Man får vare sig veta något om vilket instrument, som använts, eller vilken signifikansgrad, som uppställts. Av 28 studier där »delinquent, criminal and psychopathic behavior» utgjort karakteristika hos experimentgruppen ha 15 givit signifikanta skillnader, återstoden (13) däremot icke. Av 7 studier över »alcoholism» ha 6 givit signifikanta diskriminationer, endast en icke signifikanta. Om samma eller olika instrument använts framgår icke. Värdet av en så komprimerad översikt som denna av Ellis blir naturligtvis synnerligen dubiöst. Å andra sidan flödar undersökningar inom detta gebit så ymnigt, att koncentrationen fordrar allmänna, om än ytliga, översikter.

I de studier av validiteten hos olika Inventories, i termer av deras förmåga att differentiera mellan olika kliniskt diagnosticerade grupper, som utförts, har man i regel använt sig av *ett* instrument, snarare än av flera. Men försök ha också gjorts att använda sig av batterier av olika Inventories. Låt oss se huru ett par sådana försök utfallit!

d. BOYNTON & WALSWORTH (1943) jämförde vanartiga och icke-vanartiga flickors data i test, avsedda att mäta emotionella faktorer. Vanartsgruppen utgjordes av 47 flickor från en »State Reform School», de icke-vanartiga av 50 flickor från en »High School». Testbatteriet bestod av (a) Pressey X-O, form B (juvenile form), (b) BPC Personal Inventory, (c) Rogers Test of Personality Adjustment, (d) Bernreuter Personality Inventory, (e) Maller Character Sketches och (f) Rorschach. Alla utom det sistnämnda (f) ha karaktär av Inventory. Först undersöktes om testdata visade signifikanta differenser mellan de båda grupperna. På grund av sin speciella natur behandlades Rorschach separat.[1] Efter det att en totalpoäng

[1] Beträffande Rorschach-testet värderades svaren blott från fem utgångspunkter. I endast två av dessa nådde gruppdifferenserna upp till CR $> 1{,}00$, nämligen för O-originality (intellectual factor) med CR 3,35 och för Fb-color (impulsiveness,

för vart och ett av de övriga testen erhållits, kunde testens differentierande förmåga bestämmas och blev, uttryckt i critical ratio (CR):

Test	*CR*	*Test*	*CR*
Maller	2,33	B_3I	0,82
BPC	2,12	B_4D	1,55
Pressey	1,27	Rogers P	4,56
B_1N	1,57	Rogers D	2,54
B_2S	1,91	Rogers F	0,95
		Rogers S[2]	0,34

Om vi se på differenserna så är det få, som kunna anses vara statistiskt signifikanta, Rogers P differentierade bäst mellan grupperna med CR 4,56, därnäst Rogers D CR 2,54 och Maller med CR 2,33. Testens interkorrelationer beräknades för grupperna var för sig, och det visade sig då, att vanartsgruppens interkorrelationer i allmänhet voro något lägre än normalgruppens.

Resultatet av hela undersökningen kommenteras sålunda: »Insofar as test scores are concerned the data of this study do not lend any appreciable support to the notion that our present-day personality tests, as here represented, are valuable objective tools in clinical measurement, when called into use in situations involving serious conduct disorders».[3] Något försök till sammanvägning av de olika totalpoängen gjordes icke.

e. CAPWELL (1945) använde också ett batteri av Inventories i en undersökning av 101 vanartiga och 85 icke-vanartiga flickor. De testades från 4 till 15 mån. senare med samma batteri, exklusive två tests. Batteriet bestod av (a) MMPI[4], (b) Washburn Social Adjustment Inventory, (c) Pressey Interest-Attitude Test, (d) Terman —Miles MF test och (e) Vineland Social Maturity Scale. De två sistnämnda bjödos endast en gång. Intelligensnivån bestämdes med hjälp av Kuhlmanns Test of Mental Development och kunskapsnivån med Stanford Achievement Test.

Differenser mellan grupperna förelåg ifråga om intelligens- och kunskapsnivå. Vanartsgruppen hade en medel-IQ av 87 och de icke-vanartigas medel-IQ var 101. SD för båda grupperna var 17. Båda grupperna visade under-

pathological impulsiveness). Skillnaden för symbol O förklaras lätt med att grupperna ej voro matchade i intelligenshänseende. Alla tillgängliga data tyda på att vanartspopulationen låg på lägre nivå än normalgruppen, och O-symbolen enl. Rorschach just antages ha att göra med intellektuellt status. Fb (impulsivitet el. patol. d:o) indikera enl. förff. mera abnormitet, eller vad som hos Beck anses vara förenat med schizofrena personlighetsdrag, hos normalgruppen än hos vanartsgruppen (Ibid. s. 91).

[2] B_1N, B_2S, B_3I och B_4D betyda Bernreuters variabler »neurotic tendencies», »self-sufficiency», »introversion-extroversion» och »dominance-submission» resp. Rogers P, D, F och S betyda »personal adjustment», »day-dreaming», »family adjustment» och »social adjustment» resp.

[3] Ibid. s. 90.

[4] K-skalan (correction scale) var inte färdig vid tidpunkten för Capwells undersökning.

normal kunskapsnivå (enl. Stanford Achievem.), vanartsgruppen mest, men diff. var ej statistiskt säkerställd. De använda testen differentierade med olika framgång. Av nedanstående uppställning framgår de olika MMPI-variablernas differentierande förmåga, uttryckt i critical ratio på gruppmedeltalen (Raw Scores).[5]

Scale	*First Test*	*Second Test*
	CR	*CR*
»?»	2,93	4,25
L	1,75	3,30
F	7,21	5,95
Hs	3,11	3,12
D	4,59	2,92
Hy	2,74	0,60
Pd	16,00	14,00
Pa	12,00	8,03
Pt	6,64	7,36
Sc	7,10	8,55
Ma	8,00	7,95

Största differensen uppkom i Pd-skalan. Vid både första och andra testningen uppgick medel-T-score för vanartsgruppen till över 70 T-score, medan det för normalgruppen i båda testningarna låg på 50 eller därunder.[6]

Signifikansen på differensen i raw-score för de övriga testen i batteriet framgår av nedanstående uppställning.[7]

Test	*Test Nr*	*Difference between Delinquents and Non-Delinquents*
		CR
Washburne	1st	5,31
Washburne	2nd	4,54
Pressey	1st	0,62
Pressey	2nd	0,61
Terman-Miles	(one only)	0,89
Vineland	(one only)	2,96

Washburne och Vineland differentierade som synes ganska tillfredsställande, däremot ej Pressey och Terman—Miles.

För att eliminera den roll, som den olika intelligensnivån kunde tänkas spela, matchades 52 flickor från vardera gruppen inom två IQ-enheter när. Medel-IQ för båda grupperna blev då 95, SD 14. Endast de test i hela batteriet medtogos, som visat sig differentiera för totala grupperna. Resultaten blevo att MMPI fortsatte att differentiera mellan grupperna med undantag

[5] Ibid. s. 290. Table 2. Beteckningarna »?», L, F etc. betyda Question Score (?), Lie Score (L), Validity Score (F), Hypochondriasis Scale (Hs), Depression Scale (D), Hysteria Scale (Hy), Psychopathic Deviate Scale (Pd), Interest Scale (Mf), Paranoia Scale (Pa), Psychasthenia Scale (Pt), Schizophrenia Scale (Sc) och Hypomania Scale (Ma). För interpretation av variablerna hänvisas till Hathaway and Mc Kinley (1946, ss. 4—6 och 1951, ss. 18—21).

[6] Ibid. s. 291, Fig. 1 och 2. (Den »normala» variationen i MMPI ligger inom 30—70 T-score, med höga poäng indikerande »abnorma» personlighetsdrag.)

[7] Ibid. s. 292, Table 4.

av Hs-skalan, där CR endast uppgick till 1,95. Washburne hamnade strax under nöjaktig signifikans (enl. förff. kriterier), CR = 2,70 och Vineland uppvisade ingen differentierade förmåga (CR = 0,38) när grupperna matchats med hänsyn till intelligensnivå.[8]

Vad visade då undersökningen i sin helhet? Den visade, säger förf., att MMPI differentierade tydligast mellan de två grupperna. Valideringspoängen (L-, F-, och ?-score, K-skalan utgavs ej förrän 1946) föll nära 50 T-score för alla grupperna utom i F-skalan, där de vanartigas poäng lågo högre, dock ej så höga att det kunde in-validera resultaten. En måttlig tendens för F-poängen att bli högre, allteftersom missanpassningstendenserna öka, har visat sig i andra sammanhang.[9] Resultaten, menar Capwell, tyda på att personlighetsavvikelser ofta äro associerade med vanart.[1]

MMPI-skalan (spec. Pd men även Pa) differentierade alltså bäst mellan vanartiga och icke-vanartiga flickor, därnäst Washburne. Vinelands differentierande förmåga visade sig mera vara att hänföra till intelligens än till vanart, och Pressey och Terman Miles differentierade icke. Något försök att sammanställa de differentierande instrumenten till ett index med bättre differentierande förmåga än i batteriet ingående enskilda tests, har ej gjorts av Capwell.

f. HATHAWAY & MONACHESI (1953) har samlat några nyare studier av vanartiga med MMPI som huvudsakligt undersökningsinstrument. En av de 7 studierna är förutnämnda av Capwell. Monachesi konfirmerar Capwells fynd och utvidgar dem till att gälla även pojkar. MMPI visar således signifikanta differenser även mellan vanartiga och icke vanartiga pojkar. Ashbaugh kontrasterar MMPI-profiler för vanartiga och icke-vanartiga och finner differenser, som anses innebära »trends toward psychopathic and paranoid personality» för den förstnämnda gruppen (s. 59). Lauber & Dahlstrom studerar 35 vanartiga flickor med tyngdpunkten lagd på deras reaktion på ett institutionellt rehabiliteringsprogram. De 35 flickorna delades i två grupper med hänsyn till graden av anpassning till programmet, grupp I (N = 18) de anpassade och grupp II (N =17) övriga. Statistiskt signifikanta differenser mellan grupp I och II erhöllos i skalorna Sc, Hy och Pt, där Sc differentierade bäst ($P < 0{,}01$). Medelpoängen låg över 70 för båda grupperna i Pd, i grupp II dessutom i Pa, Pt och Sc.

Sambandet mellan MMPI-profiler och den senare sociala utvecklingen hos vanartiga flickor undersöks av Hathaway, Hastings, Capwell och Bell i en follow-up-studie av Capwell's (1945) material. (I Capwell's material hade K-skalan ej använts. Den appliceras nu på de ursprungliga protokollen, och det visar sig att K-korrektionen *minskar* den differentierande förmågan hos MMPI-variablerna.) 5 bedömare med erfarenhet av interpretation av MMPI-data, men utan kännedom om flickornas sociala karriär, fingo veta, att 17 av 50 hade förblivit sociala problemfall. Uppgiften bestod nu i att dela upp

[8] Ibid. s. 293.

[9] Ibid. s. 293.

[1] Ibid. s. 295.

de 50 i två grupper, 33 resp. 17, med hänsyn till skattad social prognos. När de 5 bedömarnas vota kombinerades, och 3 av 5 vota fick bestämma utgången, blev procenten rätta förutsägelser 70 ($P < 0{,}03$). Författarna anse resultatet »accurate enough to be useful» (s. 86). Hathaway & Monachesi försökte gå igenom en större population ungdomar i en ålder, som motsvarade den innan vanartskurvan börjar stiga brant (vid c:a 14 år), med MMPI. Av 4572 registrerade elever i Minneapolis (ninth-grade, public school) erhöllos 4048 kompletta svarsprotokoll. Studien resulterade bl. a. i den slutsatsen, att MMPI ansågs användbart på åldersstadiet 14—17 år, men att poängen i vissa av skalorna signifikant avvek från den av vuxna bestående standardgruppens, särskilt markant i skalorna Ma, Sc, Pd, F och Pt. Hathaway & Monachesi företogo 2 år senare en follow-up-undersökning av det genomgångna materialet med hänsyn till inträffad vanart. Ungdomarnas medianålder var nu 17 år. En klassifikation av graden av vanart gjordes. Kategori I bestod av sådana som voro att betrakta som mest vanartade med hänsyn till vissa kriterier, II därnäst i utpräglingsgrad och kategori III de minst vanartade. Fallen klassificerades likaledes i tre grupper med hänsyn till tidpunkten för vanartens inträdande. A) bestod av sådana som blivit vanartiga *efter* testningens genomförande, B) vanartade *före* testningen och C) sådana där vanartsbeteende konstaterats både före och efter. Signifikanta differenser erhöllos för variablerna Pa och Sc mellan grupperna I B/II B, däremot icke mellan grupperna I A/II A och II A/III A (de med icke manifesterat vanartsbeteende vid tidpunkten för testningen). Pd-variabeln sjunker i både A- och B-grupperna i riktningen I, II, III, men differenserna äro icke signifikanta. Skalorna Pd, Sc och Ma differentierade bäst mellan vanartiga och icke-vanartiga. Tendens till höga F-poäng kunde även noteras i vanartsgrupperna. Neurotiska drag, i MMPI karakteriserade av höga poäng i »den neurotiska triaden» Hs, D och Hy, voro icke framträdande i någon av grupperna, varken hos de vanartiga eller de normala (s. 123). Författarna diskutera ett viktsättningssystem för sammanslagning av flera variabler till en, men avstå från att utföra försöket. Det konstateras dock att vissa av MMPI-variablerna innebära en excitatorisk och vissa en inhibitorisk indikation för vanart. Till den förstnämnda kategorien höra variablerna F, Pd, Pa, Sc och Ma, till den senare främst D, men också Hs och Hy. »Few delinquent juveniles have neurotic profiles» (s. 135). Detta leder till uppställandet av hypotesen att »As inhibitors to delinquency probability, the neurotic adult patterns appear most definite. Depression, introversion and femininity of interest pattern predicate possible relationships with the introvertive, self-critical, generally inhibited adult» (s. 136).

Ehuru den prediktiva förmågan hos vissa variabler i MMPI med avseende på vanart är långt ifrån fullständigt belagd, framhäva Hathaway & Monachesi att ungdomar, vars profiler icke innehålla höga avvikelser, »are very unlikely to be found delinquent, and this finding seems to us to be more clearly substantiated in the data than is any positive probability trend» (s. 137).

Då det gäller att värdera de bidrag till studiet av vanart och personlighetsavvikelser, som gjorts med användning av MMPI, måste det sägas, att ehuru instrumentet är långt ifrån perfekt med avseende bl. a. på validitet och reliabilitet, så tycks det vara vida överlägset hela raden av tidigare använda »Personality Inventories».

De sist refererade undersökningarna med MMPI äro egentligen icke »tidigare» i förhållande till våra egna, utan snarare samtidiga. De flesta ha utförts omkr. 1950 och åren närmast före, och ha, med undantag av Capwell's, icke publicerats förrän 1953. Våra egna undersökningar med instrumentet avslutades 1951, undantagandes en korsvalidering 1956. Vid uppläggningen av undersökningarna med MMPI våren 1949 pågingo dessa amerikanska undersökningar som bäst, och något publicerat material om dem fanns då icke att tillgå. Vi kunde därför vid planeringen icke ta hänsyn till dem, emedan flera av dem ej voro utförda eller slutförda, och med ett undantag ännu opublicerade.

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

a) Ibland har man funnit att Inventory-metoderna differentiera mellan å ena sidan »psykopat»- och/eller vanartsgrupper och å andra sidan normalgrupper. Ibland har det emellertid visat sig, att så icke varit fallet.

b) I vår översikt har icke framkommit något, som skulle kunna tyda på att metoderna differentierat avgjort bättre, när experimentgruppen utgjorts av »psykopater» än när den bestått av »normala» vanartiga. Ej heller har den motsatta tendensen kunnat spåras.

c) Vid försök till validering med hjälp av kliniska grupper, har det visat sig att validiteten, i betydelsen av gruppdifferentierande förmåga, varit högre för individuellt administrerade Inventories (spec. för MMPI) än för gruppadministrerade sådana.

d) Om vi sammanställa resultaten av vår översikt av försök till validering av gruppadministrerade inventories, så finna vi, att grovt sett följande rangordning gäller med hänsyn till negativa fynd. Med experimentgrupp diagnosticerad som »behavior problem» c:a 60 %, som »vanart» c:a 50 % och med psykiatrisk eller psykologisk diagnos syftande till »psykopati» c:a 50 % negativa resultat.

e) Försök med applicering av batterier av olika inventories ha även gjorts. Även om vi icke, med det material vi gått igenom, kunna uppvisa någon avgjord prioritet för detta förfarande jämfört med det, där man blott använt enskilda inventories, kan det tänkas, att användningen av flera skulle kunna leda till bättre och säkrare resultat (resultatet dock givetvis beroende av de i batteriet

ingående enskilda instrumentens differentierande förmåga), speciellt om man kan finna någon lämplig metod för kombination av enskilda testdata till ett sammansatt poängtal eller index. Avgjort bäst synes vara att använda MMPI härför.

Vi äro medvetna om, att den givna översikten av använda metoder ej kan göra anspråk på någon hög grad av fullständighet. Andra metoder ha givetvis också kommit till användning. Man skulle t. ex. kunna tänka sig en öppen fålla, kallad »Blandade metoder», där mycket skulle kunna rymmas, t. ex. den kombination av registrering av kroppsliga uttryck (reaktionstid, blodtryck, PGR etc.) för emotionella tillstånd och bjudandet av stimulusord med starkt emotionellt färgat innehåll, som vanligen går under benämningen »Luria-teknik», efter den ryske psykologen Luria.

Sammanställning av resultat erhållna med olika metoder jämte utblick

Låt oss i ett enkelt schema sammanställa de olika kvantitativa metoder, vi i detta kapitel ha diskuterat och grovt ange de erhållna resultaten i betydelsen av metodernas förmåga att åtskilja normalgrupper och kliniska grupper av det slag, vi här behandlat. Positiva resultat, i den meningen att den differentierande förmågan uppnått godtagbar statistisk signifikans, betecknas med +, negativa i denna mening med —, ? anger tvivelsmål beträffande resultatet. Vi äro medvetna om att en sådan schematisering måste bli synnerligen grov, men den är endast avsedd att tjäna som hållpunkt för det fortsatta resonemanget (tabell 3). Till denna schematiska översikt av tidigare användning av kvantitativ metodik kunna följande slutsatser fogas:

1. *Att* EEG ger positiva utslag för »psykopati» och »behavior problem» men mer tveksamma utslag för vanart (spec. tveksamma för kriminalitet hos vuxna). Signifikansen ännu dock föga undersökt. Få jämförelser med personlighetsvariabler. Ofta ett monotont konstaterande av högre procent »abnorma» kurvor för olika kliniska grupper än för normalgrupper.

2. *Att* läget är ytterligt motsägelsefullt beträffande analys av den strukturala intravariationen i intelligenstestskalor för diagnos av kliniska grupper i icke-intellektuellt hänseende. I högre grad gäller detta för omnibustestskalor än för delade skalor.

Tabell 3

Sammanställning av resultat erhållna med olika metoder

Metoder	Resultat	Anm.
1. Fysiologiska mätningar:		Beteenderubbningar och »psykopati» klarare utslag än för vanart. Signifik. unders. saknas dock i mkt stor utstr. Få jämförelser med personlighetsdrag, erhållna gm test, skattningar el. dyl.
E. E. G. »psykopati»	+	
E. E. G. vanart	+ ?	
övriga metoder.	— ?	
2. Analys av strukt. intravariation i int. testskalor:		
Omnibustestskalor	—	Övervägande neg. av principiella skäl.
Delade skalor	?	För få pålitliga unders. ännu.
3. »Miniature Life Situations»:		
Hartshorne & May-teknik	— ?	För få unders. å kliniskt material.
Rosenzweig-teknik	+ ?	» » » » » »
4. Stand. case-hist.-metodik:		
Baker & Traphagen-typ	+ ?	» » » » » »
Rogers typ	— ?	» » » » » »
5. Inventory-metoder:		
grupp	±	Omväxlande positiva och negativa resultat.
individual	+	Posit. spec. för M. M. P. I.

3. *Att* vi veta litet om metoder av typen »Miniature Life Situations», bl. a. på grund av för få undersökningar på kliniska material. Rent apriori synes oss emellertid den teknik, som används av bl. a. Rosenzweig för att undersöka beteendet i frustrerande situationer, kunna innebära vissa löften.

4. *Att* standardiserad case-history-metodik hittills utsatts för alltför få efterprövningar på kliniskt material för att tillåta något definitivt omdöme. Om en skala av Baker & Traphagens typ gjordes mera oberoende av den aktuella sociala miljö (med dess etiska, sociala och andra värderingar), i vilken den tillkommit,

skulle den måhända kunna ge vissa positiva resultat. Att märka är dock att såväl Baker & Traphagens som Rogers konstruerats för »behavior problems» och ej för »psykopati» eller vanart. I samma mån som »behavior problems» innebär potentiell »psykopati» och/eller vanart, vilket ibland göres gällande, är dock metodiken relevant i detta sammanhang.

5. *Att* Inventory-metoderna lämnat motsägelsefulla resultat, såväl beträffande »psykopati» som vanart. De som administrerats individuellt (och spec. MMPI) ha dock lämnat alldeles övervägande positiva resultat.

Vilka erfarenheter kunna då vinnas för ett konstruktivt arbete på området med ledning av tidigare försök till användning av kvantitativa metoder?

Den första torde vara den, att användandet av endast *en* metod näppeligen kan vara tillfyllest. Om man istället applicerar ett batteri av olika test, synes det, att dessa också verkligen böra vara olika, så olika som möjligt, men dock alla taga sikte på några av de funktioner vi i det föregående kapitlet deducerat fram. Att, som skett, använda sig av ett batteri där alla ingående testen äro av Inventory-typ, synes icke böra mana till efterföljd. Hur skulle det ställa sig däremot, om man hade möjligheter att använda sig av ett batteri, där EEG, performance-test av frustrations- och konfliktkaraktär, pålitligt standardiserad och efterprövad case-history-metodik och något Inventory, t. ex. MMPI, inginge? Man skulle med detta ha möjlighet att täcka något av det som inrymmes i personlighetsbegreppet, alltifrån de mest organiskt-somatiskt betonade aspekterna till de mest psykist-socialt betonade. Med den specialisering de olika metoderna nu för tiden nått, är det dock troligt, att ett sådant projekt ej skulle kunna genomföras annat än som ett rent teamwork. I våra egna undersökningar (se del II) ha vi fått lov att taga hänsyn till tillgängliga resurser.

Översikten av några representativa vanartsundersökningar i kap. II visade, att man ofta konstaterat personlighetsavvikelser, som rubricerats som »psykopati» el. liknande, hos de vanartiga. Deduceringen av syndrom avsedda som typiska för »psykopati» i kap. III och inventeringen av tidigare utförda kvantitativa undersökningar i detta kapitel, ha utgjort vissa hållpunkter för val av testbatteri i de egna undersökningarna. Iakttagelser under de förberedande försöken kom att speciellt inrikta oss på att söka skapa test, avsedda att framkalla experimentella konfliktsituationer och inordna dessa i ett batteri av mer konventionella testarter. Tillgång till de institutionaliserade grup-

pernas case-histories öppnade också möjligheter att ställa resultaten i relation till anamnestiska data, och en follow-up-undersökning gav oss tillfälle att ställa övriga data i relation till de vanartigas sociala karriär.

SAMMANFATTNING AV DEL I

I diskussionen om den form av socialt beteende som erhållit beteckningen vanart har man i en del fall hänvisat till personlighetsavvikelser, benämnda psykisk abnormitet, »psykopati» el. liknande, som tänkbar bidragande orsak till beteendet ifråga. Ehuru termen »psykopati» är omstridd och dess innehåll dunkelt har man likväl flitigt använt den vid det praktiska diagnosställandet.

Genom att de institutioner som i Sverige företrädesvis handha det klientel som rubricerats med termen »vanart», dvs ungdomsvårdsskolorna, sökt att differentiera eleverna bl. a. med hänsyn till s. k. psykisk abnormitet, ha vi erhållit en möjlighet att jämförande undersöka genom denna differentiering uppkomna grupper av vanartiga, »psykiskt abnorma el. psykopater» och »psykiskt normala», båda dessa grupper i sin tur jämförda med grupper av »psykiskt normala» icke vanartiga ungdomar ute i samhället.

Huvudproblemet gällde om man kunde finna några experimentellt påvisbara psykiska differenser mellan å ena sidan de som »psykopatiska» karakteriserade grupperna och å andra sidan övriga i undersökningen ingående grupper, utvalda med hänsyn till representativitet i vissa avseenden, samt om våra data skulle ge möjlighet till en fortsatt analys av problemställningarna.

Av stort intresse för problemet har denna fråga ansetts vara: »Hur har den specialgrupp inom ett vanartsklientel, som betecknats som själsligt abnorm, uppstått och hur avskiljes vissa individer till denna specialgrupp?» För att besvara frågan har en översikt givits över ungdomsvårdsskoleorganisationens utveckling med tonvikten lagd på problemet om differentieringen av de som psykiskt abnorma el. »psykopatiska» betecknade eleverna. De motiveringar som anförts för ett avskiljande av denna specialgrupp av elever ha samtidigt innehållit något av en karakteristik av den kategori, som ansetts böra avskiljas. Översikten gav också besked om hur man under olika perioder rent tekniskt administrativt förfarit vid differentieringen, och vilka faktorer som kunna tänkas ha medverkat till att en individ hamnat inom den ena eller andra gruppen. Vidare poängterades att specialanstalten

inom ungdomsvårdsskoleorganisationen, Lövstaskolan, i organisatoriskt hänseende tillhört och tillhör ungdomsvårdsskolorna och uteslutande är avsedd att betjäna dessa skolors klientel, och att klientelet är tämligen rörligt de olika skolorna emellan.

En översikt av litteraturen visade, att man i några representativa undersökningar rörande vanart ofta ansett sig kunna påvisa inslag av personlighetsavvikelser, ofta betecknade som »psykopati» hos de vanartiga, i större utsträckning än vad man väntat finna i en jämförbar normalpopulation. Ofta visade det sig, att man också ansett denna »psykopati» vara en etiologiskt viktig faktor till vanartens uppkomst. Det procentuella inslaget av »psykopati» i olika vanartsklientel har emellertid i de genomgångna undersökningarna visat sig variera högst avsevärt, från några få procent upp till 50 à 60 procent. Uppgifter i litteraturen från andra undersökningar än de refererade bekräftade den stora variabiliteten ifråga om inslaget av »psykopati» i olika klientel. Detta ledde till den förmodan, att variabiliteten snarare vore att tillskriva olika uppfattningar om psykopati-begreppet och därmed följande olika normer för diagnosställandet än verkliga olikheter i klientelens sammansättning. För att bringa klarhet i denna fråga fordrades en undersökning av vad man avsett med begreppet psykopati.

I avsnittet om olika tolkningar av psykopatibegreppet genomfördes en sådan. Denna visade, hur uppfattningarna om begreppet ha växlat under olika perioder och visade också skilda författares olika tolkningar av detsamma. För att söka extrahera vad man i allmänhet avsett, och vad de flesta kunde enas om, gjordes ett försök till funktionsanalys. Därvid framkom ett antal funktioner, som sedan ligga till grund för ett förslag till funktionsbestämning på empirisk grundval. Förslaget innebar att söka angripa psykopatibegreppet utefter »personality»-linjen, emedan de olika tolkningarna på senare tid ofta givits en sådan innebörd, att ett dylikt försök skulle kunna anses berättigat.

I de riktlinjer för vår undersökning vi drogo upp, framhölls bl. a. att empiriska, objektiva och i möjligaste mån kvantitativa metoder borde användas. Sista kapitlet i del I upptog därför en översikt av tidigare försök till användning av kvantitativa metoder vid studium av vanart och personlighetsavvikelser. Det framhölls där, att begränsningen till de kvantitativa metoderna ej gjorts på grund av principiella skäl utan på grund av tids- och utrymmesskäl och för att någon begränsning i valet av olika metoder ändå måste göras. Vissa skäl ha dock framhållits varför det kan vara lämpligt att börja med de kvantitativa metoderna.

Vid en genomgång av fysiologiska mätningsmetoder funno vi, att EEG-tekniken bör ägnas särskild uppmärksamhet, men samtidigt att de vunna resultaten med denna teknik ännu äro i hög grad tentativa, speciellt i vad gäller andra slutsatser än konstateranden av visst procentuellt inslag av, såsom »abnorma» betecknade, kurvor i olika vanartsklientel. Analys av struktural intravariation av intelligenstestskalor med avsikt att fånga personlighetsdrag av icke-intellektuell art, visade sig ha givit långt ifrån entydiga resultat. Speciellt dubiösa för ändamålet visade sig omnibusteststskalor vara. Den teknik, som kallats »Miniature Life Situations», visade sig i alltför ringa utsträckning ha applicerats på kliniskt material, för att några slutsatser skulle kunna dragas om dess användbarhet för våra syften. Om den metodik, som innebär standardisering av case-histories, gällde i viss mån samma sak och vår genomgång av olika undersökningar med »Personality Inventories» visade, att viss preferens med hänsyn till den diskriminerande förmågan förelåg för individuellt administrerade sådana, och speciellt då för MMPI. I en sammanställning diskuterades resultat vunna med olika metoder och i en utblick skisserades, huru en undersökning borde kunna läggas upp med hänsyn till de erfarenheter, som vunnits genom granskningen av litteraturen och på annat sätt. För de överväganden, som under hänsynstagande till förefintliga resurser lett fram till sammanställningen av ett testbatteri, användbart för våra egna undersökningar, redogöres det i del II.

DEL II

KVANTITATIVA DIFFERENSER

Kapitel V

UNDERSÖKNINGARNAS BAKGRUND

Vi behandla först några metodiska och praktiska frågor, som röra genomförandet av de egna undersökningarna. I tre avsnitt om undersökningarnas planläggning, syfte och omfattning diskuteras bl. a. validitetskriterier, principer för uttagning av kliniska grupper och normalgrupper, samt vilka problemställningar som väntas bli belysta.

1. PLANLÄGGNING

Incitament till en undersökning. I betänkandet[1] med förslag om upprättande av Lövstaskolan förekommer ett uttalande som bl. a. utgjorde incitament till vår undersökning. I kapitlet om den planerade psykopatanstaltens vårduppgifter säges beträffande differentieringen av klientelet till anstalten följande: »På grund av de flytande gränserna kan det redan vid den rättspsykiatriska undersökningen av vuxna psykopater stundom vålla stora svårigheter att avgöra, om en explorand skall bedömas enligt 5:te eller 6:te § i 5 kap. strafflagen, och denna svårighet är, då det gäller outvecklade ungdomar, ännu mera framträdande. *Enär objektiva, experimentalpsykologiskt bestämbara mått saknas, blir avgörandet ofta mera ett uttryck för undersökarens subjektiva uppskattning av symptomens betydelse.*»[2] (Kursiv. av förf.)

En genomgång av litteraturen rörande psykopatibegreppet (Kap. III) bekräftade ytterligare, inte bara subjektiviteten i uppskattningen av symptomens betydelse, utan även subjektiviteten hos själva symptomen eller syndromen. Denna genomgång gav fortsatta uppslag rörande den experimentella metodiken.

Validitetskriterier. Att vi tidigare lämnat visst utrymme åt redogörelsen för ungdomsvårdsskoleorganisationens utveckling med betonande av differentieringen av de psykiskt abnorma, sammanhänger med det faktum, att de genom denna differentiering uppkomna grup-

[1] SOU (1937).

[2] SOU (1937 s. 19).

perna fått utgöra kriterier, mot vilka resultaten i fortsättningen valideras. Vi ha därför avstått från att ange några ytterligare kännetecken, som motivera tillhörigheten till den ena eller andra gruppen och nöja oss med konstaterandet, att grupperna faktiskt existera, ha uppkommit på visst sätt och att individerna tillhöra den ena eller den andra gruppen.[3] Mot grupperna själva komma således resultaten att valideras, och de olika skolornas namn användas i de egna undersökningarna för att beteckna grupperna. Denna valideringsmetod, »the method of contrasted groups»[4] (en form av »concurrent validity»[5]), synes därför här vara den lämpligaste.

Hos Anastasi & Foley skymtar en problemställning liknande den här aktuella. Det gäller en jämförelse mellan en grupp osovrade skolbarn och en grupp institutionaliserade sinnesslöa av motsvarande ålder. Om kriteriefrågan säges där: »In these instances, the criterion is ultimately based upon the composite demands of every day life situations, which determine survival in various occupations or in a normal, noninstitutional environment.»[6] I fråga om den del av det »psykopatiska» vanartsklientelet som remitterats till specialanstalten från övriga ungdomsvårdsskolor kunna dessa »every day life situations» antagas ha spelat en större roll och för de direkt remitterade en mindre roll, men för båda kategorierna få dessa situationer antagas ha medverkat. Om vi antaga att de framträtt mera markant för den indirekt remitterade kategorien kunna vi samtidigt säga att denna kategori i högre grad än den andra uppstått genom en sorts naturlig selektionsprocess.

Talrika exempel på denna gruppkontrastmetod finnas inom den kliniska psykologien. I regel har man då använt vad man kallat »kliniskt väl diagnosticerade grupper» mot vilka data från normalgrupper validerats. På detta sätt har t. ex. MMPI-skalan validerats.[7] Att vi här ej använt oss av den kliniska diagnosen »psychopathia» eller därmed ekvivalent diagnos som validitetskriterium har sin grund i att, som tidigare framgått, psykopatibegreppet är oklart och synnerligen omstritt. Härav följer att diagnosställandet i hög grad måste tänkas vara beroende av vederbörande diagnostikers uppfattning, i sin tur kanske också beroende av vilken skola inom psykiatrien han tillhör. Begreppet har ju av vissa riktningar inom psykiatrien blivit föremål för synnerligen skarp kritik, och t. o. m. ansetts böra helt utmönstras, trots att förekomsten av de symptom eller syndrom begreppet avses täcka ingalunda förnekas, utan endast psykopatibegreppets användande som samlingsnamn för företeelserna ifråga. Vi mena därför, att det i föreliggande fall är riktigast att använda tillhörigheten till grupp av visst slag som validitetskriterium. Här har då för individen vissa situationer

[3] Det har visats av Ash (1949) och andra, att reliabiliteten av psykiatriska diagnoser är så låg att det är svårt att lita till sådana klassifikationer vid utvecklandet av testförfaranden.

[4] Anastasi & Foley (1949 s. 47).

[5] »Technical Recommendations for Psychological Tests and Diagnostic Techniques» (1954).

[6] Anastasi & Foley (1949 s. 52).

[7] Hathaway & McKinley (1943 s. 3).

uppstått, som utgjort, kan man säga, det testbatteri av »every-day-life-situations», som resulterat i att samhälleliga organ trätt i verksamhet och medverkat till ett avskiljande till den ena eller andra institutionaliserade gruppen. Vi ha också menat att de, som hamna i en vanartsgrupp, åtminstone uppvisat tendenser i sitt beteende, som måste sägas ha »med vanart att göra», och att de som avskilts till specialanstalten åtminstone ha visat tendenser av det slag, som ansetts sammanhänga med vad man kallat »psykopati».

Till följd härav har inget speciellt urval av elever gjorts, utan alla å institutionen ifråga vid undersökningstillfället befintliga ha medtagits. De som varit redovisade vid skolan såsom intagna, men som inte deltagit, ha varit oåtkomliga på grund av sjukdom, permission, tillfällig arbetsanställning utom skolan, på grund av att de avvikit (»rymt») och ej anträffats, eller därför att de suttit häktade i väntan på utredning för brott.

Ingen annan faktor än slumpen synes ha åstadkommit detta urval. Möjligen skulle det kunna sägas, att i de fall oåtkomligheten berott på att eleverna avvikit från skolan, elever med utpräglade »rymningstendenser» och med eventuellt större inslag av »psykopati», slumpen allena ej varit rådande, utan att en viss selektion uppstått. Enligt en sådan hypotes skulle de måhända gravare fallen ej haft lika stor chans att komma med. Då uppgiften i första hand är att undersöka om några differenser mellan de olika grupperna överhuvudtaget finnas, kan en viss selektion i nämnda riktning ha medverkat till att utjämna, snarare än accentuera eventuella differenser. Undersökningarna av de å ungdomsvårdsskolorna befintliga grupperna ha under olika år utförts under samma sommarmånader, varför någon faktor som kan ha att göra med säsongvariationer i klientelens sammansättning, ej kunnat påverka jämförelser grupperna emellan.

Utväljandet av elevkategorier. En vanlig metod vid differentialpsykologiska undersökningar av problem inom abnormpsykologien är att jämföra en abnormgrupp av något slag med en representativ grupp av en normalpopulation. Abnormgruppen har då i regel funnits att tillgå å en institution av något slag, under det att jämförelsegruppen eller grupperna ej ha varit institutionaliserade. Den aktuella miljön, i vilken dessa grupper leva vid tillfället för undersökningen, måste följaktligen vara avsevärt olika.

I en institutionaliserad grupp, där frihetsberövandet som regel ej har skett frivilligt, är det svårt att tänka sig att inte frihetsförlusten i och för sig skulle ha kunnat ge upphov till vissa attityder och inställningar, som snarare äro en följd av frihetsförlusten än av abnormiteten. Emedan ett abnormklientel, som grupp betraktat, ej vistas i frihet i samhället, måste efter vad vi kunna se enda möjligheten att åstadkomma adekvata jämförelsegrupper vara den, att jämföra olika institutionaliserade grupper med varandra och dessa i sin tur med normal-

grupper. Så har skett i föreliggande arbete, och vi anse detta vara värt att betona, *emedan våra undersökningar principiellt skilja sig från flertalet inom motsvarande gebit i detta avseende.*

De grupper vi här primärt intresserat oss för och utvalt ha alla som gemensamt kännetecken, att de äro omhändertagna å institutioner, berövade sin personliga frihet och med »vanart» som huvudindikation. Avskiljandet till specialanstalt har skett med samma huvudindikation, men med »psykopati» som specialindikation.

De kategorier, vi då i första hand arbeta med, bli följande:

1. »Psykopatiska» vanartiga (Lövstaskolan).
2. »Psykiskt normala» vanartiga (Sundbo yrkesskola och Folåsa skolhem).
3. »Normala» icke vanartiga (Centrala verkstadsskolan och Uppsala folkskolor).

Dessutom tillkommer en mindre grupp (20 individer), uttagen på skolor i Gnesta (folkskola, samrealskola och yrkesskola). Denna användes som kontrollgrupp för vissa av experimenten. Dessa utfördes i samma lokaler som Lövstaskolans elever undersöktes i. Denna grupp redovisas i fortsättningen som »Gnestagruppen».

Ytterligare ha några grupper av studenter (psykologi- och pedagogikstuderande vid Uppsala Universitet) använts. Dessa senare grupper ha ej använts för utarbetandet av några standardvärden i de olika försöken, utan för att studera vissa speciella problem. En fråga som alltid uppkommer vid experiment som ha aldrig så litet »ability»-karaktär är denna: »i vad mån bjuda försökspersonerna verkligen till för att göra sitt bästa i varje situation, dvs hur har motivationen inverkat på resultatet?» Studentgrupperna ha medtagits för att i någon mån söka bringa dessa ytterligt svårbehandlade problem under viss kontroll. Det antagandet har då gjorts att för studenternas del, motivationen varit nära nog maximal. Försöken ha utförts i anslutning till pågående laborationskurs i experimentell psykologi. De prövade ha varit medvetna om utsikten att få sina resultat granskade av ämnesrepresentanten. Vissa av försöksresultaten ha dessutom helt utförts inom ramen för det ordinarie laborationsprogrammet med införande av resultaten i de studerandes laborationsredogörelser. Sannolikheten för att sänkt motivation (i varje fall sådan gränsande till medveten simulation) förekommit, torde därför få anses som mycket liten. Dessa grupper redovisas i det följande som »Studenter».

Det hade givetvis haft visst intresse att i undersökningen medtaga en grupp »icke vanartiga psykopater». Frågan är dock om man överhuvudtaget kan tala om en sådan grupp, emedan själva vanartsbeteendet, eller överhuvudtaget asocialt beteende, i regel ingått som ett led i den »psykopatiska» symptomatologien.

Enbart diagnosen »psychopathia» (eller likvärdig diagnos) medför knappast ett ingripande med institutionalisering som följd, försåvitt ej veder-

börande på grund av asocialitet av något slag, i förening med det föregivna psykiska tillståndet, anses böra skiljas från samhället. En samling individer av detta slag, »icke vanartiga psykopater», kan därför sannolikt ej tänkas existera som en avskild och för undersökning åtkomlig grupp i samhället. De sinnessjukhus, som ha specialavdelningar för »psykopater»[8], mottaga sitt klientel huvudsakligen via social- eller kriminalvårdande myndigheter. Remiss sker då med hänsyn till i första hand vederbörande klients samhällsfarlighet. I de fall då remiss till sådan specialavdelning ej skett via ungdomsvårdsskolorna, och individen sålunda icke tillhört den grupp, vi här tekniskt definierat med termen vanart (ungdomsvårdsskoleklientelet), råder dock sannolikt ingen tvekan om, att beteendet i sociala sammanhang tagit sig uttryck, som väl motsvarar beteckningen vanart (eller ifråga om individer i högre åldrar än ungdomsvårdsklientelets, kriminalitet, asocialitet el. dyl.) i sin vanliga språkliga betydelse.

Även om man svårligen kan tänka sig någon grupp »icke vanartiga psykopater», uppkommen genom vad vi tidigare kallat »every-day-life-situations», och som grupp betraktad tillgänglig för studium, synes det ej uteslutet att det kan givas en annan möjlighet att jämföra tidigare nämnda trenne kategorier »normala vanartiga», »psykopatiska vanartiga» och »normala» med en grupp »icke vanartiga psykopater».

Låt oss antaga att i samhället antalet »psykopater» i landet är större än antalet vårdplatser å för sådana individer avsedda institutioner. Med referens till kända förhållanden inom kriminalstatistik[9] och statistik över frekvensen sinnessjukdomar i en population, i vilka endast den sakerförklarade brottsligheten och den uppdagade sinnessjukdomen äro åtkomliga för beräkning, är ett sådant antagande inte orimligt. Man har beträffande båda dessa områden och i synnerhet beträffande kriminalstatistiken starka skäl för antagandet att den »verkliga» frekvensen brott vida överstiger den redovisade. Om vårt gjorda antagande är rimligt, skulle man som jämförelsegrupp kunna använda en så stor normalpopulation, att sannolikheten talade för att i denna population en grupp icke institutionaliserade (och av med övriga använda grupper jämförlig storlek) »psykopater» inrymdes. Om det då visade sig att ett antal individer i denna jämförelsegrupp uppvisade diagnostiska kännetecken, som motsvarade sådana funna inom »vanarts-psykopat-gruppen», skulle personliga data rörande dessa individer kunna införskaffas.

Belysande för vår problemställning vore då, om dessa data i vissa fall tydde på ett i vanlig mening vanartigt beteende eller tendens till ett sådant, som ej upptäckts och blivit föremål för åtgärd från samhällets sida. Man skulle genom ett sådant förfarande kunna erhålla viss kunskap om »psykopatiens» beroende av vanarten och vice versa, men med helt annan utgångspunkt än den förut nämnda.

Praktiska skäl skulle i de flesta fall hindra oss från att använda en så

[8] Främst Sidsjöns sjukhus, Sundsvall och S:t Sigfrids sjukhus, Växjö, för här berörda ålderskategorier.

[9] Se här t. ex. Verkko (1930) där ett försök göres att utreda förhållandet mellan den »statistiska» och den »verkliga» brottsligheten.

stor jämförelsegrupp att förekomsten av »psykopati» i denna skulle vara tillräcklig för att bilda en grupp av med övriga använda grupper jämförbar storleksordning.[1] Så har varit fallet i föreliggande undersökning, då vi ej kunnat använda oss av en jämförelsegrupp av därtill erforderlig storlek. Vi komma dock att uppmärksamma om det i våra »normala» jämförelsegrupper finnas individer med från gruppens genomsnitt starkt avvikande testresultat, och huruvida dessa peka i riktning mot »psykopatgruppens». Om så är fallet, kunna upplysningar, som tyda på från gruppen avvikande beteende hos dessa individer utifrån andra kriterier än testdata (läraromdöme etc), i någon mån kasta ljus över frågan, om man kan tala om en »psykopati» utan samband med vanart. Detta uppslag måste tyvärr sägas ha närmast teoretiskt intresse, emedan sannolikheten talar för att några sådana individer troligtvis ej ha råkat komma med i de relativt små jämförelsegrupperna av »normala».

Därför medger inte vårt material någon ingående prövning av denna hypotes, utan den får tills vidare betraktas som ett uppslag, värt att eventuellt prövas i andra sammanhang.[2]

»Psykopati» och neuros. I diskussionen om psykopatibegreppet har ibland neurosproblemet skymtat i bakgrunden. Av intresse hade givetvis varit att söka avgränsa psykopatibegreppet åt neuroshållet, om nu något sådant ens är möjligt bl. a. med tanke på subtiliteten inte bara i psykopatibegreppet, utan även i själva neurosbegreppet. Vi ha varit inne på tankegången, att genom att anskaffa någon relativt »ren» neurosgrupp söka belysa problemställningarna även från detta håll, men ej kunnat fullfölja den.

Försöket har strandat på svårigheten att få tillgång till en sådan grupp och av erforderlig storlek. Psykiatriska klinikens i Uppsala (Akademiska sjukhuset) barnavdelning har varit i åtanke, men några kontroller av beläggningssiffrorna för lämpliga åldrar ha visat, att undersökningarna i så fall måst pågå en orimligt lång tid. Dessutom har utgångspunkten för ett samarbete och tillgång till det institutionaliserade klientelet icke varit lika självklar som beträffande skolorna tillhörande barna- och ungdomsvården, där en psykologiskt inriktad forskare genom anställning å skolan har goda möjligheter att komma i nära kontakt med klientelet och bl. a. på sådant sätt erhålla uppslag till fortsatt forskning. Avgränsningen åt neuroshållet tangeras dock längre fram.

Data på vilka undersökningarna bygga. 1. Data erhållna genom inventering av aktmaterial å de olika ungdomsvårdsskolorna. Detta utgöres av de s. k. elevhandlingarna, innehållande olika uppgifter an-

[1] Jfr Ekblad (1948) kap. II d. a.

[2] En undersökning av t. ex. en hel årsgrupp 15-åringar i en storstad skulle kunna ge svar på dessa frågor. God uppfattning om testens prediktiva förmåga skulle då kunna erhållas.

Förutom de i huvudundersökningen ingående grupperna har en grupp från Lövstaskolan och en normalgrupp uttagits år 1956 i och för korsvalidering.

gående varje elev. Huvudsakligen ha uppgifterna hämtats från tre, i elevhandlingarna ingående, officiellt fastställda formulär:

a) läkarutlåtande för intagning å skola tillhörande barna- och ungdomsvården

b) social utredning

c) »lärarutlåtande» (»uppgifter etc.»),

vilka samtliga skola bifogas varje ansökan om intagning å ungdomsvårdsskola. Ur elevhandlingarna ha vissa hereditära, sociala och andra faktorer, allmänt betraktade som vanartsindikatorer eller vanartsprovocerande faktorer, hämtats och uppförts på nålkort. Dessa data kalla vi i fortsättningen *bakgrundsdata.*

2. Ett batteri prov av olika slag, såväl eg. »tests» som direkta apparatprov. Ett arrangerat försök, betraktat som en helhet, antingen det utgöres av ett apparativt förfarande eller ett testförfarande (t. ex. med papper och penna) kalla vi i fortsättningen *instrument.* De i ett sådant instrument ingående deltesten eller avsnitt av försöket under varierande försöksbetingelser, kalla vi *variabler.*

3. Skattningar av varje elev å de uttagna ungdomsvårdsskolorna enligt en grafisk skala omfattande 12 (för de »normala» vanartsgrupperna 11) personlighetsdrag, utförda av 3 bedömare för var och en av eleverna. Dessa skattningar benämnas här *personskattningar.*

4. En follow-up-studie, med hänsyn till den sociala prognosen, utförd 3 år efter första undersökningstillfället.

Författaren har, med få undantag, själv insamlat materialet och fungerat som försöksledare. Undantagen redovisas i respektive avsnitt.

I samband med detta måste det framhållas att undersökningarna planlagts och genomförts som en *fältundersökning* och ej som en *laboratorieundersökning.* Det medför bl. a. att genomförandet har måst ske med hänsyn till lokala förhållanden. Författaren har sålunda haft att taga hänsyn till de av Kgl. Socialstyrelsens skolbyrå (uttalade eller underförstådda) önskade formerna för det praktiska genomförandet av uppgiften, nämligen att så litet som möjligt inkräkta på den dagliga rutinen på anstalterna och på dessas arbetsschemata, att ej ha någon inverkan på intagning och utskrivning av elever etc. Detta har gjort att modellen för en undersökning av detta slag, att alla individer genomgå alla prov, av ovan angivna skäl, förutom av andra orsaker t. ex. sjukdom, permission, avvikning etc., ej kunnat följas. För de icke institutionaliserade grupperna däremot har modellen i det allra närmaste kunnat följas. Enstaka avvikelser ha dock ej kunnat undgås. Antalet institutionaliserade elever, som genomgått huvudparten av

instrumenten, är dock tillräckligt stort för att tillåta en statistisk analys av erhållna resultat.

En självklar följd av undersökningarnas karaktär av arbete på fältet är givetvis den, att själva försöken ha måst utformas så, att varje tanke på menlig inverkan på individerna själva eller på fostringsarbetet bland dem, helt kunnat skjutas åt sidan. Så borde t. ex. försöken med experimentella konfliktsituationer ha kunnat göras åtskilligt verkningsfullare om denna fordran ej strikt iakttagits. De former, under vilka deltagandet i proven skett, förtjäna att påpekas. För att söka uppnå en så kooperativ inställning som möjligt och därmed följande gynnsam motivation har deltagandet, åtminstone skenbart, gått i frivillighetens tecken. Inga appeller eller direktiv ha givits av försöksledaren vid ankomsten till en institution inför någon grupp av något slag, utan eleverna ha uttagits en och en, efter frivilligt medgivande (givetvis icke utan persuasioner alla gånger). Början gjordes med dem, som syntes ha visst inflytande och ledarposition bland de övriga, men som samtidigt kunde antagas vara kooperativt inställda, att döma av den grad av spontan kontakt, som lyckades etableras mellan försöksledaren och de blivande försökspersonerna. Kamratsolidariteten gjorde sedan resten.

Undersökningarnas egentliga syfte omtalades givetvis icke för deltagarna (försökspersonerna), utan de fingo helt enkelt gå under beteckningen »anlagsprov», vilket också hade visst fog för sig. Samtidigt framhölls att undersökningar av liknande slag pågått eller skulle äga rum å andra skolor, och att den för tillfället besökta institutionen i detta sammanhang inte intoge någon unik ställning.

I mycket få fall förekom någon vägran att genomgå prov. Detta skedde inalles i tre fall, alla å Lövstaskolan. Misstanken att det i dessa tre fall rörde sig om »grav psykopati» kan ej helt avvisas (se not), om psykopatibegreppet skall ha någon begriplig innebörd.[3]

2. SYFTE

Syftet med undersökningarna är kort uttryckt detta: att så långt materialet tillåter söka utreda problemet vanart och personlighetsavvikelser, och att därvid i största möjliga utsträckning använda objek-

[3] I ett fall (1946) skedde vägran att genomgå några prov överhuvudtaget. Motiveringen var, att eleven kände sig »för vuxen» att genomgå dem, och proven »var barnsliga». Eleven avtjänade sedermera fängelsestraff för div. bedrägerier. I ett annat fall (1949) vägrade eleven för 3:dje gången att genomgå ett prov med experimentella konfliktsituationer, »därför att han var rädd för allt elektriskt», vid inträdet i försöksrummet, trots att han samtliga 3 gånger frivilligt anmält sig vilja genomgå provet. I ett tredje fall (1951) råkade en elev i höggradig affekt efter prov med exp. konfliktsituationer, svor över f. l. etc. och vägrade fullborda tidigare på dagen påbörjat prov (MMPI). De båda sistnämnda eleverna vistades å skolan redan 1945 och voro sommaren 1951, trots upprepade utskrivningsförsök, alltjämt intagna å skolan. (1. B. E. 2. H. H. 3. U. J.)

tiva och kvantitativa psykologiska metoder. Med utgångspunkt från jämförelser mellan grupperna, med användning av olika metoder, skall sedan en karakteristik försöka göras av de tre kategorierna elever. Möjligheten av, att på grundval av testdata konstruera sammansatta poängtal och index, som kunna ställas i relation till andra, vid konstruktionen av poängtal och index ej medtagna data, kommer även att diskuteras, och försök i denna riktning kommer att utföras.

Vanart och »psykopati». Förhållandet mellan vanart och »psykopati» kan å ena sidan ses som en fråga om konstaterandet av psykiska särdrag, som allmänt ansetts ha med »psykopati» att göra, samt försök till uppskattning av frekvensen av på ett eller annat sätt som »psykopater» diagnosticerade individer, i givna vanartspopulationer.

Å andra sidan kan förhållandet ses som en fråga om huruvida de fynd, som genom försök till objektiva mätningar framkomma, styrka eller motsäga antagandet, att differentieringen i »psykopatiska vanartiga» och »normala vanartiga» ej är beroende enbart på slumpen och ej heller av graden eller arten av asocialitetens aktuella uttryck i olika kriminella handlingar, samt huruvida fynden tyda på att i psykopatibegreppet skulle ligga något psykologiskt gripbart, förutom anpassningssvårigheter till den sociala miljön av visst kvalificerat slag.

Den konventionella synen på förhållandet är utan tvekan den förstnämnda. Man har då utgått från någon allmän definition av psykopatibegreppet, och sökt klassificera individerna subjektivt med hänsyn till denna definition. I föreliggande undersökning har den sistnämnda synen, att med hjälp av i största möjliga utsträckning objektiva, kvantitativa metoder undersöka problemen, utgjort grunden för valet av angreppspunkter.

Som framhållits i inledningen ha i talrika undersökningar rörande vanartsproblem, uttalanden gått i den riktningen, att de vanartiga ansetts uppvisa större frekvens av vad som kallas »psykopati» etc., än vad man antagit förekomma i normalpopulationer i jämförbara åldrar. I undersökningar av psykopatibegreppet (se kap. III) har ofta framhållits, att de s. k. psykopaterna i regel visat tendenser till asocialitet, kriminalitet, vanart m. fl. liknande beteenden. Vanligt är också att dessa tendenser ingått bland »psykopatiens» syndrom.

Även om asocialt beteende av olika slag, såsom t. ex. vanart, ingått som en integrerande del i karakteristiken av »psykopatien» och ibland rent definitionsmässigt sammanställts med denna, så har däremot sällan det påståendet gjorts, att vanarten generellt skulle vara förknippad med eller bero på, vad man kallat psykopati.

Man har i regel, då man begagnat sig av diagnosen »psykopati» etc., avsett något i personligheten, avvikande från det som betraktats som »normalt», men ej heller hörande till de egentliga sinnessjukdomarnas krets,

förutom det, att asocialitet av det ena eller andra slaget i allmänhet bidragit till fixerandet av diagnosen. En undersökning av om det är rimligt att antaga något i psykiskt hänseende avvikande och objektivt åtkomligt hos de »psykopatiska» vanartiga, och vad detta i så fall är, måste dessutom kunna tänkas ge aspekter inte bara på problemet vanart och »psykopati» utan även på psykopatibegreppet som sådant. »Psykopati» och vanart äro företeelser som stå i nära relation till varandra, vanarten eller asocialiteten överhuvudtaget som syndrom i psykopatibilden och »psykopatien» ofta som bidragande etiologisk faktor till vanarten. Det måste därför tänkas vara svårt att studera företeelserna var för sig.[4]

Precisering av problemställningarna. Ett batteri instrument av olika slag, såväl eg. test som apparatprov, appliceras på de tre kategorierna elever, de äldre (15—20-åringar) tagna för sig och de yngre (10—15-åringar) tagna för sig. Med hjälp av noll-hypotesen undersökes sedan, om några signifikanta differenser mellan kategorierna föreligga, och om det gives några samband mellan testdata och grupptillhörighet. Erhållna signifikanta differenser utnyttjas därefter för konstruktion av skalor för individuell nivåbestämning. Dessförinnan studeras samband mellan vissa bakgrundsdata och grupptillhörigheten, med hjälp av det från elevhandlingarna hämtade materialet. De erhållna nivåvärdenas samband med bakgrundsdata, med personskattningar och med den sociala prognosen, undersökes sedan. Möjligheten av förefintliga samband mellan vissa bakgrundsdata och den sociala prognosen kommer även att tagas upp till behandling. Sammanfattas problemställningarna, erhålles följande schema, som grovt anger de linjer, efter vilka undersökningarna komma att drivas:

1) Samband mellan bakgrundsdata och grupptillhörighet (i Kap. VI)
2) Samband mellan testdata och grupptillhörighet (i Kap. VII och VIII)
3) Samband mellan testdata och bakgrundsdata
4) Samband mellan testdata och personskattningar } (i Kap. IX)
5) Samband mellan bakgrundsdata och social prognos
6) Samband mellan testdata och social prognos } (i Kap. X)
7) Samband mellan personskattningar och social prognos

[4] Ett exempel på detta ger Noyes (1949 s. 410) då det säges följande beträffande kategorien »psychopathic personalities»: There has at times been a tendency to include practically all habitual delinquents and criminals in this group, or even to limit it to the antisocial. Neither of such practices is desirable since there are many recidivists who are not psychopathic personalities and many psychopathic personalities who do not come into conflict with the law. It is true, nevertheless, since the psychopath is characterized by defects of character and feelingtone, by poverty of sentiment and anomalies of impulse and temperament, as well as by exaggerations and deviations in emotional and instinctive reactions, that he does not develop the type or degree of social qualities necessary for the demands of life.»

3. OMFATTNING

Undersökningarna igångsattes å Lövstaskolan i juni 1946. Lövstaskolan var vid denna tidpunkt den enda institution inom ungdomsvårdsskoleorganisationen som hyste den kategori manliga elever, som benämnts »själsligt abnorma» eller »psykopatiska»[5], varför något val olika institutioner emellan ej behövde företagas. Valet av ungdomsvårdsskolor för »psykiskt normala vanartiga» ställde sig svårare.

Av praktiska skäl (ekonomiska skäl, tillgång på tid, frakt av relativt omfattande apparatur m. m.) kunde undersökningar ej bedrivas å samtliga, för manliga elever avsedda, ungdomsvårdsskolor.

Det gällde då att försöka göra ett så representativt urval som möjligt, under hänsynstagande till de resurser, ekonomiska och andra, som stodo till buds.

Lövstaskolan hyser ett klientel som i stort sett omfattar åldrar från 10 upp till 20 år, fördelade på två, från varandra skilda avdelningar, skolhem för 10—15-åringar och yrkesskola för 15—20-åringar. Numera finnas inga andra »dubbelhem», som omfatta både skolhem och yrkesskola. Övriga skolor för manliga elever äro antingen skolhem eller yrkesskolor. För att erhålla med Lövstaskolans elever jämförbara åldrar av elever från övriga skolor, fordrades således ett urval av minst 2 skolor, en för äldre och en för yngre, som psykiskt normala betecknade, vanartiga elever.

Efter hänvändelse till Socialstyrelsens skolbyrå och överläggningar med dåvarande skolbyråchefen Torsten Eriksson och dennes psykiatriske rådgivare, dåvarande chefen för Lövstaskolan och tillika biträdande ungdomsvårdsskoleinspektören dr Birger Sjödén, valdes Sundbo yrkesskola, Västanfors (15—20-åringar) och Folåsa skolhem[6], Vikingstad (10—15-åringar), som lämpliga jämförelsegrupper, utgörande vanartiga, men i övrigt som psykiskt normalt utvecklade, karakteriserade elever. Dessa båda skolor ansågos av ovannämnda expertis hysa ett för hela organisationen typiskt genomsnittsklientel, och hade dessutom den fördelen att vara relativt centralt belägna i landet.

Vi övergå så till frågan om valet av icke vanartiga normalpopulationer. Någon rikssampling kunde det av naturliga skäl ej bli frågan om med de resurser som stodo till buds. De ungdomsvårdsskolepopulationer som ingått i undersökningen bestå i högre grad av individer från städer och stadsliknande samhällen än vad fallet är beträffande totalpopulationen i motsvarande åldrar. Med hänsyn bl. a. till detta valdes en medelstor stad, Uppsala, som grund för samplingen. Mot skolhemsgrupperna och yrkesskolegrupperna svarande grupper samplades var för sig. I de flesta fallen komma

---

[5] Fr. o. m. den 1/7 1948 har Folåsa skolhem, Vikingstad, även fungerat som mottagare av bl. a. denna kategori elever i skolåldrarna.

[6] Folåsa skolhems uppgift har sedermera förändrats, (se not 5) men vid tiden för undersökningarna därstädes 1/6—15/7 1948, hade denna förändring ej inträtt. (En elev som kommit efter den 1/7 1948 medtogs ej i undersökningen.)

också i undersökningarna de yngre (10 –15-åringar) och de äldre (15—20-åringar) att hållas isär, detta för att lättare undvika fenomen av bl. a. typen »spurious correlations» där av åldern beroende faktorer kunna tänkas påverka eller ge upphov till ev. samband. Som jämförelsegrupp för den yngre kategorien valdes barn ur Uppsala folkskolor. Idealet att här uttaga barn från stad och landsbygd i samma proportion som i vanartsklientelet, gick ej att uppfylla, då undersökningarna måste ske centralt, och för ändamålet ett särskilt laboratorium inrättas. Däremot lyckades det att uttaga barn med exakt samma åldersfördelning som Lövstaklientelets (skolhemsavdelningen 1946). Erfarenheterna å skolhemmen ha givit upphov till den praxis, att c:a hälften av barnen undervisas i normalklass och c:a hälften i hjälpklass. (Se Information nr 3/1949 ss. 7—8). I Uppsala folkskolor uttogs därför samma proportion normal- och hjälpklassbarn. De senares intelligenskvoter kunde erhållas genom folkskolans kurator (dåv. folkskoll. sedermera folkskoleinspektören fil. mag. G. Åhslund), under det att bristen på lämpligt grupptest för ifrågavarande åldrar vid den aktuella tidpunkten, jämte bristande tid för individualtestning av normalklassbarnen, omöjliggjorde bestämning av de senares kvoter. Då barnen emellertid uttagits i olika klasser, och endast med hänsyn till att uppnå en given åldersfördelning, kan knappast någon i intelligenshänseende systematisk faktor ha medverkat vid uttagningen, utan barnen få från den synpunkten anses vara slumpvis valda. Att avgång till läroverk skett för de äldre elevernas vidkommande är från jämförelsesynpunkt endast en fördel, då elever med läroverksutbildning inte förekommit i de undersökta skolhemsavdelningarna å ungdomsvårdsskolorna. I den mån avgång till läroverk dessutom skett i större utsträckning för barn från familjer tillhörande socialgrupp I och II (enl. inom socialstatistik vedertagen indelning i socialgrupp I, II och III), ett antagande som finner stöd i många undersökningar, har parallelliteten ifråga om socialgruppstillhörighet mellan resp. populationer därigenom ökats.

Vid utväljandet av representativa populationer över den egentliga skolåldern (här 15—20-åringar) uppstå i regel vissa svårigheter, enär ungdomar i dessa åldrar icke bilda organiserade grupper i samhället. Att i ett sådant fall endast utvälja barn ur högre skolor innebär ett starkt selektivt urval. De i undersökningen ingående 15—20-åringarna å ungdomsvårdsskolorna uppvisa inte i något enda fall en elev med fullständigt genomgången realskole- eller gymnasieutbildning. I ytterligt få fall förekomma elever som genomgått en el. flera klasser i läroverk.

En lycklig omständighet gjorde, att vi i Uppsala kunde nå ett klientel som i vissa avseenden väl kunde antagas vara jämförbart med ungdomsvårdsskolornas, nämligen Centrala Verkstadsskolans[7] elever. Eleverna vid de centrala verkstadsskolorna genomgå en utbildning, som utgjort mönster för den utbildning i verkstadsyrken, som det tidigare omtalade reformarbetet av f. d. skyddshemmen bl. a. syftat till. Det dagliga arbetet eleverna i yrkesskola, tillhörande de centrala verkstadsskolorna, och i yrkesskola tillhörande ungdomsvårdsskolorna ha att utföra, kan antagas uppvisa många paralleller. Å skolor tillhörande den förstnämnda kategorien förekommer dock ej utbildning i jordbruksyrket, vilket däremot är vanligt å de sistnämnda skolorna. Möjlighet gavs att göra verkstadsskolegrupperna jämförbara med van-

[7] Avdelning inom Tekniska Skolan: Uppsala stads handelsskola, lärlings- och yrkesskolor samt Uppsala läns landstings Centrala Verkstadsskola.

artsgrupperna ifråga om åldersfördelning, föregående skolutbildning och socialgruppstillhörighet, ehuru ej i alldeles önskvärd utsträckning, emedan tillgången på elever i Centrala Verkstadsskolan var begränsad vid undersökningstillfällena. Verkstadsskolornas upptagningsområde är i regel det egna länet, varför såväl tätort som landsbygd är representerat. Den uppnådda parallelliteten i alla dessa avseenden redovisas i det följande. Emedan Centrala Verkstadsskolan i Uppsala ej fungerar som internat och eleverna frivilligt sökt sig dit, äro dessa ej att betrakta som institutionaliserade, liksom ej heller vanartiga, i den mening vi här brukat termen.

Utom de tre kategorierna »vanartiga psykopater», »vanartiga psykiskt normala» och »icke vanartiga, psykiskt normala» har undersökningen omfattat ytterligare två, nämligen de tidigare nämnda eleverna från skolor i Gnesta och ett antal studenter vid Uppsala universitet. Motivet till valet av den förstnämnda kategorien (Gnestagruppen) var önskemålet, att i omedelbar anslutning till den tidigast undersökta gruppen på Lövstaskolan år 1946 ha tillgång till en normalgrupp som *å ort och ställe* skulle kunna utföra åtminstone några av experimenten. Gnestagruppen (elever från folkskola, realskola och yrkesskola) transporterades därför till Lövstaskolan. Gnestapojkarna anlände i grupper om tre och tre med buss från Gnesta till Lövstaskolan (12 km.) omkr. kl. 9 och avreste omkr. kl. 15 samma dag. Lövstagruppen 1946 utgjordes av 60 elever och Gnestagruppen av 20, vilka matchades i åldershänseende mot de 60 Lövstaeleverna. Ehuru den korta tid eleverna från Gnesta stodo till förfogande (6 tim. inkl. middagsrast) inte medgav en fullständig genomgång av hela det då använda testbatteriet, kunde i alla händelser det syftet uppnås, att i exakt samma miljö som undersökningarna av Lövstaskolans egna elever ägde rum, genomföra några av apparatproven samt en retestning med ett av proven. För att icke ytterligare tynga redovisningen av materialet har Gnestagruppen fått utgöra närmast en förförsöksgrupp. De i denna grupp erhållna resultaten anslöto sig väl till dem, som erhöllos i övriga använda normalgrupper.

För syftet med att låta undersökningarna även omfatta studentgrupper har tidigare redogjorts. Det var bl. a. intresset för att se hur proven skulle fungera på andra intelligensnivåer, förväntan om en mera kooperativ inställning hos försökspersonerna, maximerade motivationsförhållanden, och i vissa fall en ovetenhet hos försökspersonerna om att proven ingingo i en specialundersökning, som motiverade användning av tre grupper studenter (deltagare i laborationskurser för 2 bet. i pedagogik — fr. o. m. ht 1948 i psykologi el. pedagogik — åren 1947, 1948 och 1949. Årtalet anger kursens begynnelsetermin).

Undersökningarnas omfattning, tidpunkt, använd grupp, ort m. m. framgår av nedanstående tablå, uppställd i kronologisk ordning. Siffrorna, avseende antalet försökspersoner i varje grupp, utvisa *antalet i försöken överhuvudtaget deltagande personer.* Av tidigare antydda orsaker, sjukdom, permissioner, avvikanden etc., har önskemålet, att alla försökspersoner skolat genomgå samtliga prov, ej kunnat uppfyllas. I undersökningarna redovisas för varje försök också antalet i försöket deltagande individer.

a) *Inventerade elevhandlingar*

Lövsta	= 364	år 1940—46
Sundbo	= 251	år 1937—47
Folåsa	= 100	år 1938—48
Summa:	715 fall	

b) *Direkt undersökta individer*

År		antal ind.
1946	Lövstaskolan	60
1946	Gnestagruppen	20
1947	Sundbo yrkesskola	50
1947	Studenter	22
1948	Uppsala folkskolor	56
1948	Folåsa skolhem	30
1948	Studenter	24
1949	Centrala verkstadsskolan	68
1949	Lövstaskolan	60
1949	Studenter	30
1950	Centrala verkstadsskolan	30
1950	Sundbo yrkesskola	70
1951	Lövsta yrkesskola	50
1956	Lövsta yrkesskola	35
1956	Centrala verkstadsskolan	35
Summa:		640

Sammanslås grupperna tillh. samma kategori erhålles:

Lövstaskolan	= 205	
Sundboskolan	= 120	150
Folåsaskolan	= 30	
C.V.-skolan	= 133	189
Uppsala folkskolor	= 56	
Gnestagruppen	= 20	
Studenter	= 76	
Summa:	640	

Tabellen anger det antal i resp. grupp som överhuvudtaget medverkat vid försöken.

Kapitel VI

ALLMÄN KARAKTERISTIK AV DE UTTAGNA GRUPPERNA, SATTA I RELATION TILL ANDRA INSTITUTIONALISERADE POPULATIONER OCH TILL NORMALGRUPPER

Det är av intresse att få kunskap om, huruvida klientel tillhörande vissa uttagna ungdomsvårdsskolor äro att anse som typiska vanartsklientel eller ej, med avseende på en del faktorer som antagas vara vanartsprovocerande. Fördenskull har ett större material genomgåtts vid respektive skola, genom att tidigare nämnda elevhandlingar inventerats. Detta material, avseende elever, som ej direkt undersökts, ha vi kallat dokumentärmaterial. Det undersöks nu först med syfte att finna belägg för, om klientel tillhörande de använda skolorna ev. äro representativa även för andra vanartsklientel med avseende på studerade faktorer. Dokumentärmaterialet lämnar vidare hållpunkter för en jämförelse, på relativt stora grupper, mellan Lövstaskolans och de övriga medtagna skolornas vanartiga. De direkt undersökta grupperna jämföras sedan med dokumentärmaterialet för att kontrollera de förras grad av representativitet. Denna procedur har till uppgift att lämna besked om, huruvida resultaten av de egna undersökningarna skola anses kunna gälla blott för aktuellt undersökta grupper eller ev. också för tidigare grupper, tillhörande samma institution, eller för vanartsklientel av viss typ överhuvudtaget, dvs ge en uppfattning om graden av allmängiltighet hos våra resultat.

De senaste årgångarna vanartiga ha fylligare uppgifter i sina elevhandlingar än de tidigare. Av den anledningen ha vi ägnat speciell uppmärksamhet åt en jämförelse mellan en grupp Lövstaelever och en grupp Sundboelever från senare år. De använda normalgruppernas karakteristika ha också studerats och jämförts med övriga använda gruppers. Möjlighet att i normalgrupperna studera samtliga i vanartsgrupperna åtkomliga faktorer har av naturliga skäl icke givits, enär de förra ej varit föremål för samhällets åtgärder på samma sätt som de vanartiga.

Tidigare genomgång (Kap. II) av några olika undersökningar rörande vanart och »psykopati» visade, att man ofta funnit att vissa hereditära, sociala m. fl. faktorer (bakgrundsdata) inom de studerade vanartsklientelen på ett markant sätt avveko från vad man funnit vara vanligt hos befolkningen i sin helhet inom motsvarande åldersgrupper.

Vi ha inventerat dokumentärmaterial från de skolor, som våra undersökta vanartsgrupper tillhöra, dvs Lövstaskolan, Sundbo yrkesskola och Folåsa skolhem. Syftet med detta var flerfaldigt:

1. Vi jämföra några faktorer som man ansett vara vanartsprovocerande eller vanartsindikerande, med vad man funnit vid undersökningar av andra vanartsklientel. Ett svar på frågan om våra klientel äro att anse som typiska vanartsklientel eller icke (med avseende på de studerade faktorerna), kan då erhållas.

2. En jämförelse mellan Lövstaskolan, Sundbo yrkesskola och Folåsa skolhem ger besked om huruvida signifikanta skillnader finnas, som ge antydan om olikheter i klientelens sammansättning, med hänsyn till de studerade faktorerna.

3. Inventering av dokumentärmaterialet kan också upplysa om, huruvida de aktuellt undersökta grupperna vid de olika skolorna kunna anses representativa i förhållande till ett klientel, som under en följd av år passerat skolan, med avseende på uttagna faktorer.

Vi komma i fortsättningen att beakta dessa tre syftemål var för sig.

Utväljandet av studerade faktorer. Vårt val av faktorer har nödtvunget begränsats till de uppgifter om det enskilda fallet som funnits att tillgå i de s. k. elevhandlingarna. Huvudkälla vid uppgifternas insamlande har varit de tre, officiellt fastställda, formulär som tidigare omnämnts, nämligen läkarutlåtande, social utredning och lärarutlåtande. Tillförlitligheten hos dessa uppgifter är naturligtvis helt beroende av uppgiftslämnarnas pålitlighet och noggrannhet vid utarbetande av de handlingar som skola bifogas ansökan om intagning på ungdomsvårdsskola, och som skola ligga till grund för bedömning och förslag till placering av det aktuella fallet. Graden av denna pålitlighet har inte direkt kunnat kontrolleras. Det skulle i så fall ha skett genom hänvändelse till den barnavårdsnämnd som handlagt ärendet. Att i sådant syfte taga dessa myndigheters tid i anspråk ha vi ej ansett vara lämpligt och skulle också orimligt ha fördröjt undersökningens genomförande och kanske inte heller givit ett pålitligare resultat, då lång tid kan ha förflutit mellan BVN:s handläggande av

fallet och vår befattning med detsamma.[1] Indirekt har detta i viss utsträckning kunnat ske genom att uppgifter av samma slag förekomma på olika handlingar. Uppgifternas samstämmighet har då kunnat kontrolleras. Trots detta har stor försiktighet fått iakttagas vid bearbetandet av elevhandlingarna. Vi ha därför huvudsakligen byggt på uppgifter som referera till faktiska förhållanden, t. ex. antal syskon, bostadsort, fader el. moder död etc. *och avstått från att medtaga uppgifter av värderande karaktär*, t. ex. utsagor om individens behandling i hemmet, såsom t. ex. »sträng eller slapp uppfostran, tidiga uppfostringsbesvär» etc. Vanartens yttringar i olika typer av brott el. asociala handlingar, så som de framgå av bif. avskrifter av barnavårdsnämnds- och polisprotokoll ha också förbigåtts, enär vi inte tagit sikte på dessa förhållanden i vår undersökning. *Alla data från elevhandlingarna få tolkas som uppgift om:* »antal syskon», »bostadsort», »skalltrauma» etc. på grund av vad ovan sagts.

A. Dokumentärmaterial

Inventeringen av dokumentärmaterialet begynte å Lövstaskolan i juni 1946, innan undersökningarna av de å skolan intagna eleverna igångsattes. Sedan anstalten upprättats (1940) hade då c:a 400 elever varit intagna å densamma. Tillgängliga för genomgång voro 364 st. elevhandlingar. Resterande handlingar voro vid undersökningstillfället antingen utlånade till andra institutioner i och för delgivning eller av så ofullständig beskaffenhet, att det ej gick att erhålla någorlunda säkra uppgifter ur dem.

Det visade sig vid denna genomgång av Lövstamaterialet och sedan också vid senare inventering av elevhandlingar å Sundbo och Folåsa, att de äldre materialen erbjödo större svårigheter då det gällde att insamla önskade data. Speciellt gäller detta om den grupp, som 1940 överfördes från Hall-anstalten till Lövsta-skolan. Orsaken till detta förhållande är närmast den, att de for-

[1] Blomberg (1954) har varit i tillfälle att undersöka graden av samstämmighet mellan uppgifter i elevhandlingarna (aktmaterialet) och uppgifter som erhållits direkt från resp. barnavårdsnämnd. Han fann att betydande oöverensstämmelser visserligen förefunnos, men konstaterade samtidigt att »frånsett de frågor, som gällde åtgärderna gentemot vanarten, synes dock de bristande överensstämmelserna inte ha någon bestämd tendens». (Ibid. s. 89.) Blomberg konstaterar även vissa felkällor ifråga om bedömningen av »rena personlighetsvariabler». Då några sådana uppgifter icke uttagits ur vårt aktmaterial, har uppgiften ringa intresse i detta sammanhang. Det bör tilläggas, att majoriteten av de vanartsundersökningar som tidigare utförts i landet, haft sådant aktmaterial som förnämsta primärkälla.

mulär och blanketter, man använt vid uppgiftslämnandet, tidigare varit mindre enhetliga. Ett material av motsvarande storleksordning som Lövstaskolans insamlades å Sundbo (1947), omfattande 251 fall (från åren 1937—47), och å Folåsa (1948) 100 fall (från åren 1938—48). Det var nödvändigt att gå längre tillbaka i tiden å Sundbo och Folåsa för att komma upp i erforderligt antal fall, enär omsättningen av elever å de båda sistnämnda skolorna under berörda tidsperiod varit något mindre än å Lövstaskolan. Det antal fall vid Lövstaskolan, som på grund av ofullständiga uppgifter i journalerna, eller därför att dessa varit utlånade eller på annat sätt ej åtkomliga, utgör c:a 9 % av totala antalet individer under perioden. Motsvarande procenttal är lägre för Sundbo och Folåsa, enär handlingarna vid dessa skolor ej i lika stor utsträckning varit utlånade till andra institutioner.

Man kan därför påstå att de 364 Lövsta-fallen och de 351 fallen från Sundbo och Folåsa väl representera det klientel, som under en längre tidsperiod (6—10 år) passerat nämnda institutioner.

De faktorer som bearbetats vid inventeringen äro, som förut nämnts, sådana som vid tidigare undersökningar ansetts ha samband med vanart, men omfatta givetvis endast faktorer, beträffande vilka någorlunda säkra uppgifter stått att erhålla ur elevhandlingarna. Vid tabuleringen av resultaten ha vi sökt att grovt indela faktorerna i »inre» och »yttre», eller individualitets- (I) och miljöfaktorer (M).[2]

Ehuru varje sådan uppdelning måste bli konstlad, emedan ett skarpt åtskiljande i I- och M-faktorer aldrig är möjligt, därför att individen ju är en produkt av arv och miljö, anse vi dock att den kan ha sitt berättigande i åskådlighetens intresse. Resultaten framgå av tabell 4.

Med II generationen förstås föräldrar, med III generationen far- och morföräldrar. Till den senare kategorien ha också föräldrars syskon hänförts. Termen oligofreni, som beteckning för intellektuell undermålighet, har använts i anslutning till den vanligaste terminologien i de i elevhandlingarna ingående läkarintygen. Termen »psychopathia» inrymmer även med densamma likvärda diagnoser som »psykopati», »hållningslös psykopat» etc. Termen har använts därför att den är den vanligast förekommande i ovannämnda intyg. Till sinnessjukdom har endast hänförts sådana fall, där personen ifråga under någon period vårdats å sinnessjukhus under diagnos som avser sinnessjukdom i egentlig mening. Hänsyn har sålunda icke tagits till uttryckta förmodanden om sinnessjukdom, som icke varit tillgänglig för medicinsk observation och diagnos.

Med »stympade hem» förstås varje hem, där ej fader och moder leva och ha vårdnaden om barnet. Ett »stympat hem» är då ett hem, som har en ofullständig sammansättning genom endera eller båda föräldrarnas död eller frånvaro genom skilsmässa, förlöpning eller sjukdom.[3] Socialgruppsindelningen har skett enligt inom socialstatistik vedertagen uppdelning i socialgrupp I och II och III med hänsyn till faderns yrke, eller i tillämpliga fall med hänsyn till den huvudsakliga sysselsättningen hos den, som har eller

[2] Uppdelningen har gjorts efter Kinberg (1935 s. 16).

[3] Kinberg (1935 s. 60).

Tabell 4

Några hereditära och sociala faktorer i ett dokumentärmaterial från de i undersökningen ingående skolorna

I-faktorer

I. Individ

Psychopathia:

	%
L. (317)	87
S. (10)	4
F. (7)	7

II. Generationen

Oligofreni:

	%
L. (55)	15
S. (10)	4
F. (19)	19

Sinnessjukdom:

	%
L. (69)	19
S. (10)	4
F. (13)	13

III. Generationen

Oligofreni:

	%
L. (15)	4
S. (7)	3
F. (3)	3

Sinnessjukdom:

	%
L. (53)	15
S. (15)	6
F. (11)	11

M-faktorer

»Stympade hem»

	%
L. (259)	59
S. (110)	44
F. (52)	52

Socialgrupp I		*Socialgrupp II*		*Socialgrupp III*	
	%		%		%
L. (11)	3	L. (46)	13	L. (307)	84
S. (2)	1	S. (51)	20	S. (198)	79
F. (1)	1	F. (17)	17	F. (82)	82

Tätort		*Landsbygd*	
	%		%
L. (272)	75	L. (92)	25
S. (171)	68	S. (80)	32
F. (68)	68	F. (32)	32

Barnantal

Ett:		Två el. flera:	
	%		%
L. (101)	28	L. (263)	72
S. (45)	18	S. (206)	82
F. (15)	15	F. (85)	85

Ekonomiska förhållanden i hemmet

Understödstag.:		»Låg» ink.:		»Hög» ink.:	
	%		%		%
L. (58)	16	L. (61)	17	L. (10)	3
S. (26)	10	S. (65)	26	S. (5)	2
F. (15)	15	F. (43)	43	F. (2)	2

Lövsta (L.) = 364 fall (åren 1940—46)
Sundbo (S.) = 251 » (» 1937—47)
Folåsa (F.) = 100 » (» 1938—48)
S:a 715 fall

haft vårdnaden om barnet.[4] Till »landsbygd» har hänförts rena landskommuner, till »tätort» städer, stadsliknande samhällen och bebyggelseformer, ej hänförbara till rena landskommuner. Barnets plats i syskonkedjan, som av vissa författare ansetts ha samband med den psykologiska anpassningen i hemmet, har ej kunnat noteras, då uppgifter om detta ej alltid förekommit. Däremot ha vi kunnat ange om barnet vuxit upp tillsammans med syskon eller ej. Förekomsten av syskon, som barnet tvingats taga hänsyn till, har ofta påstått vara av betydelse för den sociala anpassningen senare i livet. I den sociala utredningen har ekonomiska förhållanden i hemmet angivits. De fall, där familjen för sin existens huvudsakligen varit hänvisad till understöd, bidrag från socialvården el. liknande, ha rubricerats som »understödstagare». »Låg inkomst» har ansetts föreligga, när i socialutredningen detta särskilt angivits, eller där inkomsten varit lägre än 3 000 kr. per år, »hög inkomst» där så angivits, eller där inkomsten överstigit 6 000 kr. per år. Till mellanliggande inkomstlägen har ingen särskild hänsyn tagits, utan endast till dessa ytterlighetsfall. (Förutom i tabell 4 redovisade fynd kan nämnas, att i Lövstamaterialet förekom i (12) 3 % av fallen diagnosen epilepsi och i (8) 2 % av fallen diagnosen konstitutionell homosexualitet, ensamt eller tillsammans med »psychopathia». I materialen från de båda andra skolorna ha dessa båda diagnoser icke förekommit).

1. DOKUMENTÄRMATERIALETS REPRESENTATIVITET I FÖRHÅLLANDE TILL ANDRA VANARTSKLIENTEL

Låt oss då med hjälp av resultat, vunna genom den gjorda inventeringen, söka besvara den tidigare uppställda frågan, huruvida de klientel inventeringen omfattat äro att anse som typiska vanartsklientel eller icke, med avseende på de uttagna faktorerna. De undersökningar rörande vanart och i första hand de, som utförts å inhemska populationer och som i kap. II penetrerats, bilda här vårt jämförelsematerial.

Om vi först betrakta I-faktorerna, så visar tabell 4 att beträffande »psychopathia» råder stor differens mellan Lövstaskolan och de båda andra skolorna, resp. 87 %, 4 % och 7 % inslag av denna diagnos, men detta är ju i viss mån självklart med hänsyn till den urvalsprincip som varit rådande. Varken i de inhemska eller utländska refererade undersökningarna förekomma motsvarande höga procenttal psykopatidiagnoser.[5] Detta betyder att Lövstaklientelet är speciellt utvalt med hänsyn till förekomsten av psykopatidiagnoser. Procenttalet sådana diagnoser för Sundbo och Folåsa, 4 % resp. 7 % är av samma storleksordning som hos Lund (1918) och SOU (1937), där procenten är 8,6 % resp. 9 %, men då är att märka att såväl

[4] Indelningen i socialgrupper har skett med ledning av yrkesförteckningen i publikationen: »Riksdagsmannavalet» utg. av Statistiska Centralbyrån (1952).

[5] Ahnsjö (1941) meddelar dock att å »hem för abnorma» uppgick procenten »psykopatologiska diagnoser» till 87,5 % (men dessa diagnoser omfatta även andra sådana än psykopati).

Lund (1918) som SOU (1937) gjordes *före* Lövstaskolans tillkomst och *innan* klientelet differentierats, bl. a. med hänsyn till förekomsten av »psykopati» så som senare skett. Övriga refererade inhemska undersökningar, i vilka »psykopati» direkt redovisats, ha erhållit högre procent psykopatidiagnoser, Ahnsjö (1941) 46,7 % och Otterström (1946) 22,5 %.

Oligofreni hos endera eller båda av föräldrarna var i Lövstamaterialet 15 %, och i Sundbo- och Folåsamaterialet 4 % resp. 19 %. Lund (1918) fann intellektuell undermålighet hos en eller båda av föräldrarna till Hall-gossarna i 12,4 % av fallen och hos övriga undersökta vanartiga i 9,5 % av fallen. Motsvarande procenttal i Lunds icke-vanartiga jämförelsematerial var 3,6 % för pojkarnas del.[6] Ahnsjö (1941) har också sökt komma underfund med föräldrarnas psykiska beskaffenhet i intellektuellt avseende, men hans slutsatser säges vara alltför osäkra, emedan uppgifter stått att erhålla i endast ett begränsat antal fall.[7]

Sinnessjukdom hos endera eller båda av föräldrarna förekom oftast i Lövstamaterialet (i 19 % av fallen, därnäst Folåsa i 13 % och Sundbo i 4 % av fallen). Lund (1918) redovisar motsvarande hos Hall-klientelets föräldrar i 7,7 %, hos övriga vanartiga pojkar i 4,8 %. Bland jämförelsegruppens pojkar förekom sinnessjukdom hos föräldrarna i 2 % av fallen. Uppgifter över frekvensen oligofreni och sinnessjukdom hos far- och morföräldrar samt föräldrars syskon, återfinnas ej i de inhemska vanartsundersökningar, med vilka vi här jämfört våra egna resultat.

Den grova jämförelse vi här ha gjort[8] mellan våra resultat och resultat från likartat inhemskt klientel beträffande vissa I-faktorer, visar:

att inslaget psykopatidiagnoser i Lövstamaterialet vida överstiger de frekvenser, man funnit vid undersökningar av andra vanartsklientel (och att selektionen tydligen varit beroende härav), men att inslaget sådana diagnoser i material från de båda andra skolorna inte på något alldeles markant sätt avviker från tidigare undersökares resultat;

att intellektuell undermålighet, här betecknad oligofreni, hos endera el. båda föräldrarna förekommit oftare i Lövsta- och Folåsamaterialet, men i ringare utsträckning i Sundbomaterialet än i det material, vi kunnat jämföra våra siffror med (Lunds). Frekvensen (4 %) bör ses i relation till vad Lund fann beträffande de icke-vanartiga, men med hänsyn till viss jämförbarhet utvalda grupperna, nämligen 3,6 %;

att sinnessjukdom hos endera eller båda av föräldrarna också förekom oftast i Lövstamaterialet (i 19 %, därnäst i Folåsa-

[6] Lund (1918 s. 84). [7] Ahnsjö (1941 ss. 239—40).

[8] Någon signifikansanalys har ej tillämpats här, då materialen bl. a. tillhöra olika tidsperioder, och även av andra skäl ej synes lämpa sig för en finstatistisk behandling. En sådan kommer däremot att användas för jämförelsen mellan våra undersökta grupper enligt syfte 2 (se s. 132).

gruppen, i 13 %, och i minsta utsträckningen hos Sundboeleverna, i 4 %). Såväl Lövsta som Folåsa ligga här över frekvensen i Lunds samtliga använda grupper, under det att Sundbomaterialets 4 % kommer närmast Lunds grupp »övriga vanartiga».

Om vi betrakta M-faktorerna, så kunna vi av tabell 4 utläsa, att beträffande faktorn »stympade hem» är frekvensen fallande i riktning Lövsta, Folåsa, Sundbo, med resp. 59, 52 och 44 procent. Gå vi till Lunds material, så visar det sig, att frekvensen »stympade hem» uppgick till 61,1 % för Hallklientelet och 46,7 % för övriga vanartiga.[9] Hos Ahnsjö redovisas 45,2 %[1], hos Jonsson 36,4 %. Hos Otterström kom 50 % av pojkar, intagna på skyddshem (åren 1926—1940), från »stympade hem».[2]

Även i utländska undersökningar har man ofta funnit att omkring hälften av de vanartiga komma från »stympade hem».[3]

Fördelningen på socialgrupper är relativt likartad i materialet från de tre skolorna (se tabell 4). Dock är att märka, att Lövsta, i jämförelse med de båda andra skolorna, har högsta procenttalet i socialgrupp I (3 %) och i socialgrupp III (84 %), men lägst i socialgrupp II (13 %). Skillnaderna äro för övrigt mindre markanta.

Lund har icke indelat sitt material efter denna socialgruppstillhörighet, men procenttalet pojkar som komma från hem närmast motsvarande socialgrupp III anges till 69,1 % för Hall-gossarna och 69,7 % för övriga vanartiga pojkar. Ej angivet yrke förekom i 14,8 % resp. 14,5 % av fallen.[4] Med hänsyn härtill skulle sannolikt frekvensen hem, motsvarande socialgrupp III, vara högre därest yrke varit angivet i samtliga fall. Ahnsjö har ej indelat materialet i socialgrupper på tidigare angivet sätt. Jonsson[5] fann, att 1,9 % tillhörde grupp I, 18,2 % grupp II, och 79,9 % grupp III. Otterström anger familjens sociala position i enlighet med den officiella valstatistikens 3 grupper, men tillägger ännu en grupp (IV), vilken omfattar personer utan stadigvarande yrke. För att göra en jämförelse möjlig, slå vi samman den sistnämnda med socialgrupp III, enär dessa fall i vårt material hänförts till grupp III. Otterströms egentliga vanartsklientel fördelar sig på de olika socialgrupperna på följande sätt:

grupp I 2,4 %,
grupp II 13,3 % och
grupp III (tillsammans med IV) 84,3 %. (Avser pojkar omhändertagna under åren 1926—40).[6]

[9] Lund (1918 s. 58 och 56).

[1] Ahnsjö (1941 s. 235). I ett annat material, också avseende flickor, fann Frey (1944) 46 % »stympade hem».

[2] Otterström (1946 s. 146).

[3] Så konstaterade t. ex. Healy & Bronner (1926) 45 % i sitt totalmaterial och 49 % och 53 % för pojkar resp. flickor i sitt material från Chicago. Glueck & Glueck (1930) 60 % och Burt (1925) 60 % »stympade hem».

[4] Lund (1918 s. 46). [5] Jonsson (1944) tabell 5.

[6] Otterström (1946) s. 153, Table 31. Jämförelser med utländska förhållanden synes beträffande socialgruppstillhörighet vara av föga värde, med tanke på olika länders skiftande sociala förhållanden och praxis ifråga om social-statistik.

Fördelningen av uppväxtmiljön, på tätort och landsbygd, var hos Lund: 73,2 % uppväxta i tätorter och 26,8 % på landsbygden i Hallmaterialet. I det större vanartsmaterialet var 16,6 % av pojkarna från landsbygd och återstoden, 83,4 % från tätorter. Ahnsjö meddelar siffrorna 75,2 % från tätort och 24,8 % från landsbygd.[7] (Till tätort har här räknats Ahnsjös »towns + country D». Det sistnämnda avseende ort med till minst ⅔ agglomererad befolkning.)

Av Lunds 175 gossar voro knappt 5 % utan syskon[8] och hos Otterström[9] säges procenten »enda barn» variera mellan 3 % och 5 %. För vissa typer av klientel uppgick den dock till 13 %. Jämförelsen försvåras på denna punkt av att tillgängliga uppgifter från undersökta vanartsgrupper hänföra sig till en tidigare period, än den våra egna undersökningar omfatta, och av att familjestorleken undergått en minskning totalt sedan 1918. Vi våga därför inte draga några slutsatser om huruvida vårt klientel är typiskt eller atypiskt beträffande barnantal jämfört med vad man tidigare funnit.

Så återstår till sist faktorn »ekonomiska förhållanden i hemmet». Den mest markanta skillnaden mellan våra tre klientel är beträffande »låg» inkomst. Folåsaklientelets familjer ha »låg» inkomst i 43 % av fallen medan Lövsta- och Sundboklientelens ha 17 % resp. 26 % låg inkomst. Jämförelsen med tidigare undersökningar försvåras bl. a. av penningvärdets och levnadsstandardens förändringar. Lund anger emellertid att för Hall-gossarnas vidkommande, måste föräldrahemmets ekonomiska situation betecknas som mycket dålig i 36,4 % av fallen, och för övriga vanartiga i 30,4 %.[1]

I Otterströms skyddshemsklientel (group III) har 20,3 % av hemmen av BVN betecknats som fattiga och av dessa ha i 7,5 % av fallen fattigvårdsunderstöd åtnjutits (gäller pojkar 1926—1940).[2]

Jämförelsen mellan våra resultat och resultaten från andra inhemska undersökningar beträffande vissa M-faktorer visar:

att frekvensen »stympade hem» var högst i Lövstamaterialet och lägst i Sundbomaterialet, och att Folåsaskolan låg ungefär mittemellan dessa ifråga om frekvensen »stympade hem», men att frekvenserna ligga inom det område, som procenttalen från andra inhemska undersökningar täcka;

att socialgruppstillhörigheten inom de tre undersökta materialen fördelar sig relativt lika och inte på något markant sätt skiljer sig från tidigare undersökares resultat, och

att en betydlig överrepresentation av socialgrupp III förekommer i vårt material, liksom i andra undersökares[3];

---

[7] Ahnsjö (1944) s. 221, Table 30 b.

[8] Lund (1918) Übersichtstabelle s. 363.

[9] Otterström (1946) s. 169.

[1] Lund (1918) s. 45. Ekonomien betecknas hos Lund som »sehr gut», »gut», »arm» och »sehr arm». Kriterier anges icke.

[2] Otterström (1946) s. 166, Table 34.

[3] Röstberättigade män, fördelade i socialgrupper, år 1948 var följande: grupp I

att förhållandet mellan tätort och landsbygd som uppväxtmiljö i tidigare undersökningar närmast motsvarar det vi funnit beträffande Lövstamaterialet, men att det genomgångna materialet från de båda andra skolorna ej heller avviker betydligt från tidigare fynd;

att det visat sig vara vanskligt att göra jämförelser med äldre undersökningar ifråga om ett- och flerbarnsfamiljer, emedan detta förhållande också förändrats inom befolkningen i sin helhet;

att sistnämnda svårighet också gör sig gällande vid en bedömning av de ekonomiska faktorernas roll. Jämförelsen fordrar att hänsyn tages till penningvärdets och levnadsstandardens förändringar under de sista 30 åren.

Om vi sammanfatta denna jämförelse mellan vårt dokumentärmaterial och tidigare vanartsundersökningar, kunna vi konstatera, att Lövstaklientelet måste vara speciellt selegerat med hänsyn till förekomsten av psykopatidiagnoser, samt att detta klientel även synes intaga en viss särställning ifråga om förekomsten av sinnessjukdom hos de vanartigas anhöriga. Vid jämförelser av M-faktorerna kunde det ej konstateras, att någon av våra grupper var direkt atypisk i förhållande till tidigare undersökta klientel beträffande någon av de faktorer som medtagits och kunnat bli föremål för jämförelser.

Den uppställda frågan (1) kan alltså besvaras med, *att beträffande de faktorer vi kallat I-faktorer synas vissa skillnader finnas mellan Lövsta och tidigare undersökta vanartspopulationer, medan ifråga om de faktorer vi kallat M-faktorer inga markanta skillnader förefinnas.* Lövstaklientelet måste således i vissa avseenden anses som ett *atypiskt klientel*, under det att de båda övriga skolornas elever äro att anse som tämligen *typiska vanartsklientel* i berörda avseenden.

2. JÄMFÖRELSER MELLAN DATA FRÅN LÖVSTASKOLAN OCH FRÅN DE BÅDA ÖVRIGA SKOLORNA

Vi jämföra nu de tre skolornas klientel, först med avseende på I-faktorer och sedan med avseende på M-faktorer.[4]

5 %, grupp II 38 %, grupp III 57 % (Statistisk Årsbok 1952 tabell 374, s. 319 uträknad i procent).

1952 års valstatistik för hela landet har följande fördelning: grupp I 5,3 %, grupp II 40,6 % och grupp III 54,1 %.

[4] För att undersöka om det föreligger en signifikant differens mellan procenttalen har formeln för medelfelet på differensen mellan två okorrelerade procenttal använts. Garrett (1947, s. 219, formel 39).

Skillnaden mellan Lövsta och Folåsa beträffande frekvensen av psykopatidiagnoser 87 % resp. 7 % är starkt signifikant. CR[5] uppgår till ej mindre än 41,3. Skillnaden mellan Lövsta och Sundbo, 87 % resp. 4 % är också signifikant. Mellan Sundbo och Folåsa föreligger ingen signifikant differens (CR = 1,06).

Oligofreni hos föräldrar förekommer i Lövsta-, Sundbo- och Folåsamaterialet i resp. 15 %, 4 % och 19 % av fallen. Skillnaden mellan Lövsta och Sundbo (11 %) ger CR = 4,92, signifikant på 0,01-nivån (1-procentnivån), dvs probabiliteten (P) $< 0{,}01$.[6] Mellan Sundbo och Folåsa är differensen 15 %. Den är också signifikant.

---

[5] CR (Critical Ratio) = D/σ_D dvs förhållandet mellan differensen (D) och dess medelfel, eller ifråga om procenttal D/σ_D %.

[6] P är beräknad efter Garrett (1947) s. 190, Table 29. Signifikansanalyser utföras här och i forts. med hjälp av noll-hypotesen. Vi uppställa hypotesen att ingen signifikant skillnad föreligger mellan värdena och låta sedan resultatet av den utförda analysen bestämma, om noll-hypotesen skall anses accepterad (ingen signifikant skillnad föreligger), eller om den skall förkastas (signifikant skillnad föreligger). Vilken probabilitet (P) man skall uppställa för att signifikans skall anses råda, kan diskuteras, och får bestämmas innan man drager några slutsatser av materialet. Så anser t. ex. Garrett (1947 s. 208) att: »For any P (probability) greater than 0.05 the null hypotheses is retained and the difference is marked not significant.» Vi komma i fortsättningen att behålla noll-hypotesen i alla de fall där P är $> 0{,}05$ och följaktligen säga, att sådana differenser äro icke signifikanta. Men härav följer ej att alla differenser som ge $P \leqq 0{,}05$ utan vidare skola anses i lika hög grad signifikanta. Goodenough (1949) har diskuterat denna fråga (s. 233 not 2): »It is unfortunate that many persons who have adopted this method of expressing statistical results have lost sight of the continuous nature of the probability integral. Having decided to accept a certain level of probability as 'significant', they make this a hard and fast boundary line with no regard for other factors which might affect the results. If they have decided on a 5 per cent level of probability as their criterion of 'significance' then all findings which meet that criterion are for them as the laws of the Medes and Persians, while results which fall short of the magic figure, be it only by a fractional per cent (say 5,25 chances in a hundred instead of the 5.00 which was chosen as the maximum), are thrown aside as 'not significant'.» Vi ha sökt följa dessa intentioner så att vi beaktat kontinuiteten och räknat med ett område för övergång från signifikans till icke signifikans istället för med en fixerad signifikansgräns, t. ex. 0,01 el. 0,05.

För att göra framställningen åskådligare ha följande beteckningar använts:

$P \leqq 0.01$	– S
$P \leqq 0.02$	= s
$P \leqq 0.05$	= (s)
$P > 0.05$	= 0

I flera fall ha P-värden väsentligt understigande 0,01 och t. o. m. 0,001 erhållits. Dessa redovisas endast som $P < 0.01$.

P-värden liggande mellan S och 0 diskuteras i varje särskilt fall. Flera, icke särskilt starkt signifikanta, differenser (säg $P = 0{,}05$) kunna peka i samma riktning och styrka varandra. Slutsatserna taga då hänsyn härtill. Valet av signifikansnivå kan leda till begående av antingen »Type I errors» eller »Type II errors» (Garrett

Sinnessjukdom hos föräldrarna redovisas med 19 %, 4 % och 13 % för resp. Lövsta, Sundbo och Folåsa. Skillnaden mellan de två förstnämnda (15 %) ger $t = 6{,}28$ och är alltså signifikant, $P < 0{,}01$. Lövsta/Folåsa ger $t = 1{,}75$, $P > 0{,}05$, alltså ej signifikant. Sundbo/Folåsa $D = 9$ %; $t = 0{,}84$; $P > 0{,}10$, alltså ej signifikant skillnad.

Oligofreni hos far- och morföräldrar och föräldrars syskon ger inga signifikanta differenser mellan klientelen.

Sinnessjukdom hos dessa anhöriga förekom i 15 %, 6 % och 11 % av fallen vid resp. Lövsta, Sundbo och Folåsa. Lövsta/Sundbo; $D = 9$ %; $t = 3{,}77$; $P < 0{,}01$. Differensen är signifikant. Lövsta/Folåsa; $D = 4$ %; $t = 1{,}10$; $P > 0{,}10$, ej signifikant. Och slutligen Sundbo/Folåsa; $D = 5$ %; $t = 1{,}44$; $P > 0{,}10$, ej signifikant.

Jämföra vi nu procenttalen som ange frekvenserna av M-faktorer, visar det sig, att beträffande »stympade hem» så blir skillnaden mellan Lövsta (59 %) och Sundbo (44 %) 15 %; $t = 3{,}70$; $P < 0{,}01$, alltså signifikant. Lövsta/Folåsa ger $D = 7$ %; $t = 1{,}25$; $P > 0{,}10$; ej signifikant differens. Sundbo/Folåsa: $D = 8$ %; $t = 1{,}36$; $P > 0{,}10$; ej signifikant.

Socialgruppsfördelningen inom de tre klientelen visar ytterligt låga procenttal i grupp I, 3 %, 3 % och 1 %. Vi undersöka i första hand differensen i socialgrupp III som har de högsta procenttalen. Lövsta/Sundbo; $D = 5$; $t = 1{,}56$; $P > 0{,}10$, ej signifikant. I socialgrupp II blir $D = 7$; $t = 2{,}23$; $P < 0{,}05$ (s). Differensen i socialgrupp III var klart icke signifikant, likaså i socialgrupp I. Endast *en* svagt signifikant differens föreligger således mellan klientelen, med hänsyn till fördelning på olika socialgrupper.[7]

Fördelningen på tätorter och landsbygd är lika för Sundbo och Folåsa. Vi undersöka då om skillnaden mellan Lövsta och Folåsa-Sundbo är signi-

1953, s. 219). Undersökningens differentialpsykologiska karaktär har gjort, att vi valt en hög signifikansnivå och därmed snarare riskerat det sistnämnda slaget fel (II) än det förstnämnda (I) och sålunda hellre tagit risken av att underskatta differenserna, i stället för tvärtom. Lämpligheten av detta har diskuterats av bl. a. Garrett (1953) s. 222.

Alla signifikansanalyser ha, då intet annat utsäges, utförts som två-sidiga signifikanstest.

I stället för CR användes i fortsättningen beteckningen t för att ange att formler för »small groups» använts för beräkning av medelfelen och att »Student's» distribution använts för att bestämma P-värdena.

[7] En testning av differensen mellan socialgruppsfördelningarna genom att använda »χ^2-test of Independence in Contingency Tables», Garrett (1947 s. 251), (Independencevärdena anges inom parentes) ger följande resultat:

	Socialgrupp: I	II	III	Total
Lövsta	11 (7,1)	46 (58,0)	307 (298,8)	364
Sundbo	2 (4,9)	51 (40,0)	198 (206,0)	251
Folåsa	1 (2,0)	17 (15,9)	82 (82,1)	100
Total	14	114	587	715

$\chi^2 = 10{,}48$ $\quad df = (3-1)(3-1) = 4$

$P < 0{,}05$ (s); dvs ett samband mellan skola och socialgruppsfördelning förefinnes, ehuru signifikansnivån är låg.

fikant för »tätort» som uppväxtmiljö. D = 7; t = 1,88; P > 0,05. För »landsbygd» blir D = 7; t = 1,88; P > 0,05. Alltså ej signifikanta differenser.

Största differensen (13 %) ifråga om »barnantal» är mellan Lövsta och Folåsa, där 28 % av Lövsta-klientelet kommer från ett-barnsfamiljer mot 15 % av Folåsaeleverna. D = 13 %; t = 3,04; P < 0,01. Lövsta/Sundbo ger D = 10 %; t = 2,97; P < 0,01. Differensen mellan å ena sidan Lövsta och å andra sidan Sundbo/Folåsa är statistiskt väl säkerställd och visar, att det är vanligare att eleverna i Lövstaklientelet vuxit upp utan syskon, än vad fallet är bland övriga elever.

De ekonomiska förhållandena i hemmet visa, att 16 % av familjerna i Lövsta-materialet äro understödstagare mot 10 % i Sundbo-materialet. D = 6 %; t = 2,22; P < 0,05. Sundbo/Folåsa ger D = 5 %; t = 1,24; P > 0,10. Differensen mellan Lövsta och Sundbo är således svagt signifikant (s).

»Låg» inkomst: Lövsta/Sundbo ger D = 9; t = 2,64; P < 0,01. Differensen Lövsta/Folåsa är också signifikant. Sundbo/Folåsa ger D = 17; t = 3,00; P < 0,01, dvs starkt signifikant differens.

»Hög» inkomst har redovisats i så liten utsträckning (resp. 3 %, 2 % och 2 %) och med så ringa differens mellan de olika skolorna, att någon signifikansanalys inte påfordras. De olika klientelen uppvisa praktiskt taget inga skillnader sinsemellan.

Om vi sammanfatta resultaten av signifikansanalyserna först med avseende på I-faktorerna, så kan det konstateras:

att frekvensen av psykopatidiagnoser i Lövstaklientelet intager en särställning i förhållande till frekvensen av sådana diagnoser i de båda andra klientelen;

att oligofreni hos föräldrarna förekom i mindre utsträckning i Sundbo-klientelet jämfört med övriga klientel;

att sinnessjukdom hos föräldrarna var vanligast i Lövsta-klientelet, och att Lövstas särställning i detta avseende var den enda statistiskt säkerställda differensen ifråga om förekomsten av sinnessjukdom;

att sinnessjukdom hos andra anhöriga än föräldrar visade signifikant differens mellan Lövsta och Sundbo.

Jämföra vi sedan M-faktorerna så visar det sig:

att faktorn »stympade hem» hade signifikant högre frekvens i Lövstamaterialet jämfört med Sundbomaterialet. Inga andra differenser i detta hänseende voro signifikanta;

att socialgruppstillhörigheten i de tre klientelen ej uppvisade statistiskt starkt (S) säkerställda skillnader;

att fördelningen av fallen på »tätort» och »landsbygd», som uppväxtmiljö, ej visade några signifikanta skillnader;

att starkt säkerställd skillnad förelåg ifråga om ett- och flerbarnsfamiljer. Lövstaeleverna hade oftare vuxit upp utan syskon än övriga elever;

att undersökningen av ekonomiska förhållanden i hemmet utföll så att »understödstagare» gav svagt signifikant differens mellan Lövsta och Sundbo, med förstnämnda skolas procenttal såsom det högsta. »Låg» inkomst visade signifikant ringa förekomst i Lövstamaterialet, men signifikant högt inslag i Folåsagruppen.

Skall man våga draga några psykologiskt relevanta slutsatser av jämförelserna, så skulle vi vilja peka på den skillnad, som kan skönjas mellan å ena sidan Lövsta och å andra sidan de båda övriga skolorna med avseende på I-faktorerna, i vilka Lövstaklientelet framstår som i ärftlighetshänseende mer belastat än de båda andra klientelen.

Denna Lövstas särställning kommer inte lika tydligt fram ifråga om M-faktorerna. Det vill här synas, som om de övriga eleverna vuxit upp under nära nog likartade miljöförhållanden, ehuru med vissa undantag.

Vid en jämförelse mellan Sundbo och Folåsa tyckes det, som om Folåsa-skolans klientel i fler hänseenden liknar Lövstas, än vad Sundbo gör. Detta gäller framför allt I-faktorerna. Även om signifikanta differenser mellan Folåsa och Sundbo inte föreligga på så många punkter, så är tendensen tydlig. Den skulle innebära, att det vid ett tidigare omhändertagande på vanartsindikation oftare finnas flera ogynnsamma arvsfaktorer än vid ett omhändertagande senare i livet. Miljön har då hunnit verka längre på individen och därmed kompenserat de hereditära faktorernas inflytande på uppkomsten av social missanpassning. Omvänt synes ett äldre klientel kunna hamna i vanart, utan att ha en lika stark hereditär belastning som ett yngre. Man måste då kunna tillskriva miljön en mer avgörande betydelse, eftersom någon tredje väsentlig faktor utom arv och miljö icke torde givas.

3. REPRESENTATIVITETEN HOS DIREKT UNDERSÖKTA GRUPPER I FÖRHÅLLANDE TILL DOKUMENTÄRMATERIALET

Vi vilja nu se huru data från de grupper vi aktuellt använt vid vår intensivundersökning överensstämma med de fynd, som gjorts i de större materialen. En uppfattning om de intensivundersökta gruppernas representativitet i berörda avseenden kan då erhållas.

Från det större dokumentärmaterialet har uttagits de grupper, som direkt undersökts. Tillgängliga för jämförelse med de större materialen bli då en grupp från Lövsta, undersökt 1946 (N = 96), en från Sundbo 1947 (N = 49) och en från Folåsa 1948 (N = 30).

Resultaten av dessa jämförelser visas i tabell 5.

Tabell 5

Jämförelse mellan dokumentärmaterialet och direkt undersökta grupper

I-faktorer — M-faktorer

(Procenttalet inom parentes avser dokumentärmaterialet.)

I. Individ

Psychopathia:

	%
L. (87)	91
S. (4)	2
F. (7)	7

II. Generationen

Oligofreni:

	%
L. (15)	19
S. (4)	6
F. (19)	27

Sinnessjukdom:

	%
L. (19)	18
S. (4)	4
F. (13)	13

III. Generationen

Oligofreni:

	%
L. (4)	7
S. (3)	0
F. (3)	3

Sinnessjukdom:

	%
L. (15)	13
S. (6)	8
F. (11)	7

»Stympade hem»

	%
L. (59)	64
S. (44)	53
F. (52)	50

Socialgrupp I		*Socialgrupp II*		*Socialgrupp III*	
	%		%		%
L. (3)	1	L. (13)	6	L. (84)	93
S. (1)	0	S. (20)	24	S. (79)	76
F. (1)	0	F. (17)	13	F. (82)	87

Tätort		*Landsbygd*	
	%		%
L. (75)	72	L. (25)	28
S. (68)	67	S. (32)	33
F. (68)	60	F. (32)	40

Barnantal

Ett:		Två el. flera:	
	%		%
L. (28)	21	L. (72)	79
S. (18)	12	S. (82)	88
F. (15)	17	F. (85)	83

Ekonomiska förhållanden i hemmet

Understödstag.:		»Låg» ink.:		»Hög» ink.:	
	%		%		%
L. (16)	24	L. (17)	26	L. (3)	1
S. (10)	18	S. (26)	35	S. (2)	2
F. (15)	20	F. (43)	43	F. (2)	3

Lövsta (L.) (N = 96)
Sundbo (S.) (N = 49)
Folåsa (F.) (N = 30)

Av jämförelsen framgår:

att de uttagna grupperna i de flesta avseenden visa god överensstämmelse med det större materialet. Vi våga därför påstå,

att tillfredsställande grad av representativitet råder med avseende på de studerade faktorerna.

Utom de uppgifter i elevhandlingarna som här behandlade faktorer grunda sig på, har ett antal andra framtagits. Övriga använda vanartsgrupper ha, jämte de ovanstående uttagna från åren 1946, -47 och -48, genomgåtts enligt detta system. Ett antal tidigare årgångar vid skolorna ha också medtagits för att ge möjlighet till en uppskattning av graden av de direkt undersökta gruppernas representativitet även i dessa avseenden. Resultatet av denna inventering jämte graden av överensstämmelse mellan direkt undersökta grupper och tidigare årgångar vid samma skola redovisas i det följande avsnittet.

B. Direkt undersökta grupper

Som tidigare nämnts, äro elevhandlingarna från senare år mer fullständiga till sitt innehåll än handlingarna från tidigare år. Därför har det varit möjligt att i de direkt undersökta grupperna medtaga hereditära och sociala faktorer, som grunda sig på de fylligare uppgifter, som då varit tillgängliga.

1. GRUPPER UNDERSÖKTA ÅREN 1946—1948

Samtidigt som den å skolan vid undersökningstillfället befintliga gruppen genomgåtts, har också en inventering av handlingar å elever, som tidigare passerat skolan, utförts. Detta för att skapa en bakgrund till de framkomna siffrorna och för att få en uppfattning om de direkt undersökta gruppernas grad av representativitet beträffande också dessa faktorer. I tabell 6 redovisas resultatet av denna inventering. Funna resultat i det större materialet ha införts i samma tabell för att jämförelse lätt skall kunna ske. Där återfinnas således siffror för de direkt undersökta grupperna, för elever som tidigare passerat skolan och för totala antalet inventerade handlingar vid resp. skola enligt detta system. Talen inom parentes beteckna absoluta tal. Procenttal stå utan parentes.

Tabell 6

Använda gruppers representativitet betr. vissa faktorer

Uttagna faktorer	Lövsta			Sundbo			Folåsa			Sundbo-Folåsa
Code nr	N = 85 %	N = 156 %	N = 241 %	N = 50 %	N = 50 % %	N = 100 %	N = 32 %	N = 68 %	N = 100 %	N = 200 %
2. Föräldrarna skilda el. ej sammanbo före elev. intagn. å skolan	(21) 25	(49) 31	(70) 29	(14) 28	(9) 18	(23) 23	(11) 34	(20) 29	(31) 31	(54) 27
3. Fader död, avviken el. okänd	(22) 26	(37) 24	(59) 24	(9) 18	(9) 18	(18) 18	(5) 16	(21) 31	(26) 26	(44) 22
4. Moder död, avviken el. okänd	(7) 8	(15) 10	(22) 9	(10) 20	(10) 20	(20) 20	(6) 19	(8) 12	(14) 14	(34) 17
5. Vistats i fosterhem före intagn.	(21) 25	(37) 24	(58) 24	(12) 24	(9) 18	(21) 21	(9) 28	(25) 37	(34) 34	(55) 28
6. » å barnhem före intagn.	(36) 42	(40) 26	(76) 32	(5) 10	(2) 4	(7) 7	(13) 41	(17) 25	(30) 30	(37) 19
7. » å annan ungdomsvårdsskola före intagn.	(40) 47	(77) 49	(117) 49	(5) 10	(7) 14	(12) 12	(1) 3	(3) 4	(4) 4	(16) 8
8. Psykiskt belastad hereditet	(22) 26	(40) 26	(62) 26	(9) 18	(6) 12	(15) 15	(6) 19	(16) 24	(22) 22	(37) 19
9. » » miljö	(15) 18	(35) 22	(50) 21	(9) 18	(6) 12	(15) 15	(4) 13	(4) 6	(8) 8	(23) 12
10. » frisk hereditet	(63) 74	(116) 74	(179) 74	(41) 82	(44) 88	(85) 85	(26) 81	(52) 76	(78) 78	(163) 82
11. » » miljö	(70) 82	(121) 78	(191) 79	(41) 82	(44) 88	(85) 85	(28) 88	(64) 94	(92) 92	(177) 89
12. Intelligenskvot under 90	(36) 42	(60) 38	(96) 40	(10) 20	(13) 26	(23) 23	(20) 63	(29) 43	(49) 49	(72) 36
13. Huvudorsaken till omhändertagandet rubr. som »skolsvårigheter»	(24) 28	(28) 24	(62) 26	(1) 2	(1) 2	(2) 2	(8) 25	(15) 22	(23) 23	(25) 13
14. Har gått i hjälpklass el. observationsklass före omhändertagandet	(20) 24	(29) 19	(49) 20	(2) 4	(1) 2	(3) 3	(14) 44	(6) 9	(20) 20	(23) 12
15. Kroppsligt lyte	(15) 18	(13) 8	(28) 12	(1) 2	(1) 2	(2) 2	(2) 6	(1) 1	(3) 3	(5) 3
16. Diabetes	(2) 2	(2) 1	(4) 2	(0) 0	(0) 0	(0) 0	(0) 0	(0) 0	(0) 0	(0) 0

Lövsta { Undersökta grupper N = 85 Övriga N = 156 Totalt N = 241 }
Sundbo { » » N = 50 » N = 50 » N = 100 }
Folåsa { » » N = 32 » N = 68 » N = 100 }

De uttagna faktorer, som haft visst inbördes samband, ha fått code-nummer i följd. Så beteckna code-nummer 2—4 faktorer som ha att göra med begreppet »stympade hem», 5—7 avse den miljö eleven tidigare vistats i. 8—11 ha att göra med hereditet och miljö. Psykiskt belastad hereditet avser psykisk rubbning hos anhöriga (dock ej intelligensrubbning). Med psykiskt belastad miljö menas att barnet vuxit upp i ett hem där någon anhörig varit psykiskt sjuk. Innebörden av faktorerna med code-nr 10—11 följer av det sagda. Faktorerna 12—14 ha att göra med skolförhållanden och 15—16 med kroppsligt lyte och d:o sjukdom.

Tabellen rymmer stoff till åtskilliga intressanta jämförelser mellan de tre skolornas klientel och mellan olika faktorers frekvens i samma klientel. Dessa uppskjutas dock till en senare tidpunkt, i samband med diskussion av resultat, erhållna med det använda testbatteriet.

Huvudsyftet med tabell 6 är att få en uppfattning om de direkt undersökta gruppernas representativitet i förhållande till tidigare grupper, som passerat samma skola. Överensstämmelsen mellan olika klientel tillhörande samma skola är, som framgår av tabellen, tämligen god. De punkter där samgången är mindre god tarva emellertid uppmärksamhet och om möjligt försök till förklaring av den bristande överensstämmelsen. Den första punkten är punkt 6, »vistats å barnhem före intagningen», där i samtliga tre skolor den undersökta gruppen uppvisar högre frekvens. Mest markant är detta för Lövsta. Gå vi till befolkningsstatistiken[8] över barn, födda åren 1940—1949, visar det sig att antalet levande födda gossar år 1940 var 49 226, de närmast följande åren ökade födelsetalet kontinuerligt med toppen på 69 940 år 1945, och sedan avtog det ner till 62 472 år 1949. Tillgången på vårdplatser å barnhemmen har ej ökat i proportion till ökningen av födelsetalet. Det kan därför tänkas att platserna på barnhemmen under senare år i högre grad än tidigare kommit att upptagas av barn med mycket dålig hemmiljö eller av sådana som på grund av uppförandebrister ej kunnat placeras i fosterhem. Både dåliga miljöförhållanden (vanvård, fara för vanart, sjukdom i hemmet etc.) och tidiga uppföranderubbningar ha också i andra sammanhang uppfattats som vanartsprovocerande faktorer. Punkt 14 visar att pojkar i den undersökta gruppen oftare gått i hjälpklass el. observationsklass än tidigare grupper, som passerat resp. skola (speciellt markant för Folåsa), under det att procenttalet med intelligenskvot under 90 inte varierar på ett sådant sätt, att man har anledning antaga så väsentliga skillnader i klientelens intellektuella beskaffenhet, att detta skulle vara förklaringen till ökningen av barn, som gått i hjälp- el. observationsklass. Förklaringen torde istället vara den, att en utbyggnad av hjälp- och observationsklassundervisningen skett under de mellanliggande åren.[9] Intressant är skillnaden mellan å ena sidan Lövsta och å andra sidan de båda andra skolornas klientel i vad avser punkt 7. Lövstaskolans elever ha i mycket större utsträckning än övriga tidigare vistats å annan ungdomsvårdsskola än den, där de för tillfället varit intagna. Lövstas karaktär av specialinstitution inom ungdomsvårdsskoleorganisationen markeras av de

[8] Statistisk Årsbok 1952, s. 61, tabell 54.

[9] Enl. Stat. Årsbok (1952) s. 256, Tab. 301, fanns år 1942 32 läraravdelningar (hjälp- och spec. kl.) på landsbygden och 506 i städerna; år 1951 var motsvarande siffror 161 resp. 1 008. Barnantalet i dessa klasser var år 1942 8 548 och år 1951 17 220.

höga procenttalen (47 %, 49 %, 49 %) remisser från övriga skolor. Vi ha tidigare nämnt att praxis utvecklat sig så, att c:a 50 % av eleverna å Lövsta intagas direkt och övriga först efter vistelse å annan ungdomsvårdsskola.[1] Siffran 49 % för den större Lövstagruppen (N = 150) och 47 % för den mindre (N = 85) tyder på att grupperna i detta avseende väl överensstämma med tillämpad praxis under längre tidsperioder.

Sammanfattningsvis kan alltså sägas:

att de grupper vi direkt undersökt under åren 1946—1948 äro tämligen väl representativa för andra populationer som tidigare passerat respektive skola.[2]

2. GRUPPER UNDERSÖKTA ÅREN 1949—1951

Två grupper från Lövsta yrkesskola (en år 1949, en år 1951) och en grupp från Sundbo yrkesskola (år 1950), som direkt undersökts med testbatteriet, inventerades enligt det system, som visas i tabell 6. Överensstämmelsen mellan dessa grupper och det tidigare inventerade materialet visas i tabell 7.

Båda materialen från Lövsta och Sundbo (N = 66 och N = 64) tillhöra den äldre ålderskategorien (15—20-åringar). Den större Sundbogruppen (N = 100) omfattar samma åldersklasser, men den större Lövsta-gruppen (N = 241) omfattar åldrarna 10—20 år. Som framgår av tabell 7 är överensstämmelsen på det hela taget bättre mellan Sundbo-grupperna än mellan Lövsta-grupperna. Det torde till viss grad sammanhänga med denna åldersskillnad.

I Lövstamaterialet visar punkt 7 att de äldre i större utsträckning vistats å annan ungdomsvårdsskola tidigare, vilket är en naturlig följd av selektionsprinciperna. Vidare ha de äldre i mindre utsträckning omhändertagits på grund av skolsvårigheter och ha mindre ofta gått i hjälpklass — båda dessa förhållanden torde kunna tillskrivas åldersskillnaden mellan de båda klientelen, och de uppträda ej heller i Sundbomaterialet.

Det framgår således av den gjorda jämförelsen:

att även här behandlade direkt undersökta grupper också äro väl representativa i förhållande till ett större material.[3]

---

[1] Se d. a. s. 3.

[2] Bortsett från vissa avvikelser, som vi dock sökt erhålla en förklaring till.

[3] Bortsett från smärre avvikelser som vi trott oss kunna förklara med hänvisning till ålderssammansättningen i grupperna.

Tabell 7

Jämförelse mellan grupper uttagna å Lövsta yrkesskola 1949 och 1951, å Sundbo yrkesskola 1950 och tidigare elever från samma skolor betr. vissa faktorer

Uttagna faktorer Code nr	Lövsta 1949, 1951 N = 66 %	Lövsta N = 241 %	Sundbo 1950 N = 64 %	Sundbo N = 100 %
2. Föräldrarna skilda el. ej sammanbo före elev. intagn. å skolan	(22) 33	29	(16) 25	23
3. Fader död, avviken el. okänd	(22) 33	24	(15) 23	18
4. Moder död, avviken el. okänd	(7) 11	9	(6) 9	20
5. Vistats i fosterhem före intagn.	(22) 33	24	(18) 28	21
6. » å barnhem före intagn.	(31) 47	32	(16) 25	7
7. » å ungdomsvårdsskola före intagn.	(43) 65	49	(12) 19	12
8. Psykiskt belastad hereditet	(24) 36	26	(13) 20	15
9. » » miljö	(20) 30	21	(9) 14	15
10. » frisk hereditet	(42) 64	74	(58) 91	85
11. » » miljö	(46) 70	79	(50) 78	85
12. Intelligenskvot under 90	(20) 30	40	(10) 11	23
13. Huvudorsaken till omhändertagandet rubr. som »skolsvårigheter»	(3) 5	26	(0) 0	2
14. Har gått i hjälpklass el. observationsklass före omhändertagandet	(6) 9	20	(4) 6	3
15. Kroppsligt lyte	(6) 9	12	(2) 3	2
16. Diabetes	(2) 3	2	(0) 0	0

3. JÄMFÖRELSE MELLAN LÖVSTA YRKESSKOLA OCH SUNDBO YRKESSKOLA BETRÄFFANDE VISSA FAKTORER, JÄMTE SIGNIFIKANSANALYS

De sist behandlade gruppernas (Lövsta 1949 + 1951 och Sundbo 1950) elevhandlingar ha inventerats mer ingående än de tidigare undersökta. Ökad tillgång på uppgifter i handlingarna beredde oss möjlighet att tillägga fler faktorer. De tidigare 15 punkterna (2—16) ha utökats med 13. De avse »skalltrauma», »epidemisk encephalit», »social prognos», »symptom från centrala nervsystemet», »nervösa symptom» av olika slag, »socialgruppstillhörighet», »epilepsi» och diagnos innehållande »psykopati». De funna procenttalen för de olika faktorerna återfinnas i tabell 8.

Vi jämföra de båda grupperna i tabell 8. De omfatta båda samma

Tabell 8

Jämförelse mellan Lövsta yrkesskola och Sundbo yrkesskola betr. vissa faktorer

Code nr	Uttagna faktorer	Lövsta 1949, 1951 N = 66 %	Sundbo 1950 N = 64 %	D %	t	P	Sign. nivå
2.	Föräldrar skilda f. intagn. (el. ej sammanbo)	(22) 33,3	(16) 25,0	+ 8,3	1,05	> 0,10	0
3.	Fader död, avviken el. okänd	(22) 33,3	(15) 23,4	+ 9,9	1,27	> 0,10	0
4.	Moder » » » »	(7) 10,6	(6) 9,4	+ 1,2	—	—	0
5.	Fosterhem, vistats i f. intagn.	(22) 33,3	(18) 28,1	+ 5,2	—	—	0
6.	Barnhem » » » »	(31) 47,0	(16) 25,0	+22,0	2,69	< 0,01	S
7.	Ungdomsvårdsskola » »	(43) 65,2	(12) 18,8	+46,4	6,07	< 0,01	S
8.	Psyk. belastad her. (ej olig.)	(24) 36,4	(13) 20,3	+16,1	2,08	< 0,05	(s)
9.	» » miljö	(20) 30,3	(9) 14,1	+16,2	2,26	< 0,05	(s)
10.	Psyk. frisk hereditet (ej olig.)	(42) 63,6	(51) 79,7	−16,1	2,08	< 0,05	(s)
11.	» » miljö	(46) 69,7	(55) 85,9	−16,2	2,26	< 0,05	(s)
12.	IQ < 90	(20) 30,3	(10) 15,6	+14,7	2,02	< 0,05	(s)
14.	Hjälpklass el. obs. klass	(6) 9,1	(4) 6,3	+ 2,8	—	—	0
15.	Kroppsligt lyte	(6) 9,1	(2) 3,1	+ 6.0	—	—	0
16.	Diabetes	(2) 3,0	(0) 0,0	+ 3,0	—	—	0
17.	Skalltrauma	(15) 22,7	(13) 20,3	+ 2,4	—	—	0
18.	Enceph. epidem.	(1) 1,5	(0) 0,0	+ 1,5	—	—	0
19.	Social prognos[1] god	(12) 18,2	(25) 39,1	−20,9	2,71	< 0,01	S
20.	» » tvivelaktig	(36) 54,5	(24) 37,5	+17,0	1,97	= 0,05	(s)
21.	» » dålig	(13) 19,7	(5) 7,8	+11,9	1,99	= 0,05	(s)
23.	Symptom från centr. nervsystemet	(9) 13,6	(1) 1,6	+12,0	2,60	= 0,01	S
24.	Nervösa rubbningar (p. 4)	(30) 45,5	(23) 35,9	+ 9,6	1,05	0,10	0
25.	Trots, egensinne, lynnesutbrott etc. (p. 5)	(50) 75,8	(25) 39,1	+36,7	4,56	< 0,01	S
31.	Socialgrupp I	(1) 1,5	(1) 1,6	− 0,1	—	—	0
32.	Socialgrupp II	(6) 9,1	(8) 12,5	− 3,4	—	—	0
33.	Socialgrupp III	(59) 89,4	(55) 85,9	+ 3,5	—	—	0
85.	(P)psykopati i diagnosen	(56) 84,8	(11) 17,2	+67,6	10,50	< 0,01	S
96.	(E) epilepsi	(2) 3,0	(1) 1,6	+ 1,4	—	—	0

ålderskategorier (15—20-åringar) och äro av samma storleksordning (N = 66 resp. 64), varför en signifikansanalys på procenttalen är väl berättigad. En sådan analys har utförts, och resultatet återfinnes i tabell 8, i vilken differensen mellan procenttalen (D), »critical ratio»

[1] Sammanlagda procenttalet av de tre prognoskategorierna uppgår ej till 100, emedan prognos ej alltid ställts i läk.utlåtandet.

(t) och probabiliteten (P) har införts. I sista kolumnen i tabellen betecknar S att signifikansen ligger på eller under 1-procentsnivån, 0 att den ligger över 5-procentsnivån, s att den ligger på eller under 2-procentsnivån och (s) att den ligger på eller under 5-procentsnivån.

Högsta signifikansnivån ($t = 10{,}5$) uppnåddes för frekvensen »psykopati»-diagnoser (85), vilket visar att materialet differentierats bl. a. med hänsyn till dessa. Därnäst kom »tidigare vistelse å ungdomsvårdsskola» (7) med $t = 6{,}07$. Lövsta-eleverna ha i betydligt större utsträckning passerat andra ungdomsvårdsskolor än vad Sundbo-eleverna gjort. De ha också i större utsträckning psykiskt belastad hereditet och miljö (signifikansnivå dock endast 0,05), ha mindre ofta »psykiskt frisk hereditet» och komma i mindre utsträckning från en »psykiskt frisk miljö» ($P < 0{,}05$). Tidigare vistelse å barnhem (6) ger också starkt signifikant skillnad ($P < 0{,}01$). Av intresse äro också resultaten, att signifikanta skillnader föreligga med avseende på »social prognos», »symptom från centrala nervsystemet» och »nervösa rubbningar» enl. punkt 5 i läkarutlåtandet, som avser »trots, egensinne, lynnesutbrott eller i övrigt drag tydande på psykopati eller fördröjd intelligensutveckling», men däremot ej beträffande punkt 4, som avser »nervösa rubbningar såsom sängvätning, nagelbitning, stamning, tics» etc. I den mån dessa »nervösa rubbningar» äro att anse som adekvata symptom på neuros är således Lövstaklientelet icke signifikant mer neurotiserat än Sundboklientelet från mellanliggande år. Troligen äro dock uppgifterna som framkommit vid läkareundersökningen beträffande dessa »nervösa rubbningar» alltför rapsodiska, för att man skall våga draga en sådan slutsats. Detsamma gäller även »trots, egensinne» etc. Pålitligare torde dock uppgifterna om »symptom från centrala nervsystemet» vara, därför att dessa i mindre grad äro beroende av en rent impressionistisk bedömning.

Vi återkomma till de fynd, som framkommit i detta avsnitt, i samband med en kommande interpretation av resultat, erhållna med det använda testbatteriet.

4. FORTSATTA GRUPPJÄMFÖRELSER MED SÄRSKILD HÄNSYN TILL ANVÄNDA NORMALGRUPPER

Vid uttagandet av normalgrupper i och för jämförelse med de institutionaliserade grupperna ha vissa svårigheter yppat sig. De jämförelsevis fullständiga upplysningar, som stått att erhålla om varje individ i vanartsgrupperna genom elevhandlingarna, ha givetvis icke kunnat erhållas för normalgruppernas vidkommande, då dessa ej varit föremål för åtgärder från samhällets sida med ty åtföljande ingående undersökning av det enskilda fallet. Valet av normalgrupper har fått bestämmas av praktiska hänsyn, såsom tillgänglighet för undersökning, geografisk belägenhet etc. Orsakerna till att vi valt Centrala Verkstadsskolan i Uppsala som normalgrupp för jämförelse

med det äldre vanartsklientelet, och Uppsala folkskolor (med hälften elever ur hjälpklasser och hälften ur normalklasser), ha vi tidigare (i kap. V) berört. Likartad skolunderbyggnad och socialgruppsfördelning borde genom detta val kunna ernås.

Hur detta lyckats, vilja vi nu visa.

I egentlig mening har matchning blott kunnat företagas med hänsyn till åldersfördelning, och denna matchning har försvårats av att undersökningarna å vanartsgrupperna ej kunnat slutföras *innan* undersökningarna å normalgrupperna togo vid. Åldersfördelningen i nytillkomna vanartsgrupper har emellertid så nära anslutit sig till föregående gruppers å samma anstalt, att några olägenheter inte vållats därav (se tabell 9). Uppgifter om hemort och målsmans yrke, som legat till grund för klassificering med hänsyn till tätort, landsbygd och socialgrupp, ha erhållits genom Uppsala folkskolors och Uppsala yrkesskolors kansli. Bristen på lämpligt instrument för intelligensbestämning av åldrarna 15 år och äldre gjorde, att vi 1946, då den första Lövsta-gruppen genomgicks, fingo använda oss av resultatet från undersökningar med Terman—Merrill. Sedan Anderbergs grupptest för intelligensundersökning (15 år och högre åldrar) blev färdigt (1947), har det använts å samtliga äldre grupper (15—20-åringar) fr. o. m. Sundbo 1947.[4]

Resultatet av senast utförda testning enl. TM har dock hämtats ur elevhandlingarna och medtagits i översikten.[5] För Uppsala folkskolors vidkommande kunde, som tidigare nämnts, Termankvoter erhållas endast för hjälpklasseleverna. Tiden medgav icke individualtestning av samtliga normalklasselever medels TM. För att få en uppfattning av intelligensfördelningen i hela den använda folkskolegruppen i Uppsala göra vi följande antagande: genomsnittligt ligger normalklassgruppen på 12,5 år ($M = 12{,}54$ $\sigma = 2{,}3$), vilket motsvarar 6:te klass. För en stor del av de teoretiskt begåvade eleverna har avgång till läroverk ägt eller kunnat äga rum. Det är därför troligt att medel-IQ för dem som ej övergått till läroverk, sannolikt ej överstiger 100 IQ. För att kunna göra en grov jämförelse med använda vanartsgrupper ha vi på ovan anförda grunder approximativt satt IQ till 100 för de använda normalklasserna.

Matchning har sålunda förekommit endast beträffande åldersfaktorn, men vår strävan var att genom lämpligt val av normalgrupper åstadkomma åtminstone grov jämförbarhet även i några andra avseenden.

I tabell 9 redovisas de faktorer, som kunnat uttagas i materialet från Centrala Verkstadsskolan, jämförda med samma faktorer från de äldre vanartiga och faktorer från Uppsala folkskolor, jämförda med samma faktorer från de yngre vanartiga eleverna. Grupperna ha här upptagits efter det år undersökningen skedde. Detta för att ge en uppfattning om klientelens variation i berörda avseenden från det ena året till det andra.

För att uppnå större överskådlighet ha klientelen från olika år men tillhörande samma skola sammanslagits (tabell 10). Medelåldern för de äldre vanartsgrupperna enl. tabell 10 blir 16,8 år jämfört med 16,9 för

---

[4] Anderberg (1947).

[5] Huvuddelen av Terman—Merrill-testningarna av Lövstagruppen 1946 och Folåsagruppen 1948 har utförts av författaren.

Tabell 9

Yrkesskolor, skolhem och normalgrupper

	Levnadsålder		I.Q. T.M.		Hemort		Socialgrupp			I-poäng A.G.T.	
	M	σ	M I.Q.	σ	T %	L %	I %	II %	III %	M T.p.	σ
(15—20-åringar)											
Lövsta yrkesskola											
År 1946 (N = 43)	16,7	1,41	101	14,6	84	16	4	12	84	—	—
År 1949 (N = 41)	17,1	1,56	97	14,9	83	17	2	10	88	46	10,4
År 1951 (N = 39)	17,3	1,30	96	11,4	78	22	3	12	85	43	11,3
Sundbo yrkesskola											
År 1947 (N = 49)	17,0	0,90	98	11,8	68	32	0	25	75	46	9,1
År 1950 (N = 70)	16,5	2,24	93	13,2	90	10	0	13	87	45	10,0
C.V.-skolan											
År 1949 (N = 68)	17,1	1,10	—	—	63	37	4	18	78	53	10,2
År 1950 (N = 36)	16,6	1,45	—	—	67	33	6	22	72	56	7,4
(10—15-åringar)											
Lövsta skolhem											
År 1946 (N = 28)	12.84	1,01	88	10,6	57	43	0	7	93		
År 1949 (N = 30)	12,84	1,25	85	9,9	67	33	0	10	90		
Folåsa skolhem											
År 1948 (N = 30)	13,48	0,85	87	13,7	60	40	0	13	87		
Uppsala folkskolor											
År 1948 n-kl. (N = 28)	12,54	2,30	—	—	100	0	4	7	89		
År 1948 hj.-kl. (N = 28)	12,98	1.30	79	5,4	100	0	0	0	100		

normalgruppen, alltså en skillnad på 0,1 år.[6] Medeltalet för Sundbo –Centrala Verkstadsskolan blir 16,75 jämfört med 17,00 för Lövsta. Enl. tabellen blir medelåldern för Lövsta—Folåsa 13,16 jämfört med Uppsala folkskolor 12,72, en skillnad på 0,44 år. De flesta av de använda proven äro av prestationskaraktär. I den mån åldern gör sig gällande vid provens utförande, har man anledning förmoda, att inom ifrågavarande åldrar en positiv korrelation mellan ålder och prestationsnivå skulle uppkomma. Ålderskillnaden på 0,44 år talar sålunda mot hypoteser om personlighetsavvikelser hos vanartiga och kan därför tolereras. Ev. differenser mellan grupperna skulle snarare ha skärpts, därest matchningen i åldershänseende lyckats bättre för de yngre gruppernas vidkommande.

[6] Åldern har genomgående uträknats på dag när.

Tabell 10

Sammanslagna årgångar och grupper

	Levnadsålder		I.Q. T.M.		Hemort		Socialgrupp			I-poäng A.G.T.	
	M	σ	M I.Q.	σ	T %	L %	I %	II %	III %	M T.p.	σ
	(15—20-åringar)										
Lövsta yrkesskola (N = 123)	17,0	1,42	98	14,0	82	18	3	11	86	44	11,96
Sundbo yrkesskola (N = 119)	16,6	1,92	96	13,1	79	21	0	18	82	44	8,37
C.V.-skolan (N = 104)	16,9	1,31	—	—	65	35	5	20	75	54	8,94
	(10—15-åringar)										
Lövsta skolhem (N = 58)	12,84	1,14	87	10,4	62	38	0	9	91		
Folåsa skolhem (N = 30)	13,48	0,85	87	13,7	60	40	0	13	87		
Uppsala folkskolor (N = 56)	12,72	1,15	89[1]	—	100	0	2	4	94		

[1] normalklass skattad till I.Q. = 100.

Den mest uppenbara diskrepansen mellan grupperna i tabell 10 är skillnaden i poäng i AGT mellan vanartsgrupperna och normalgruppen (10 T-poäng). Poängen i AGT har korrigerats för åldrar $\geqq$ 17 år, och genomsnittsresultatet i en osovrad grupp av normalbefolkningen bör då ligga på 57 T-poäng. Av detta framgår att CV-skolan ligger strax under genomsnittet ifråga om intelligensnivå, vilket också förefaller sannolikt, med hänsyn till att övergång till högre skolformer praktiskt taget är avslutad för den ålderskategori det här är fråga om. Oberoende av att Termankvoterna för vanartsgrupperna också ligga strax under genomsnittet, har man anledning antaga, att vanartsgrupperna skulle ha nått högre genomsnittspoäng, därest lämplig individualtestskala för dessa åldrar funnits att tillgå. Iakttagelser vid grupptestningarnas genomförande, vid rättning av protokollen och vid beräkning av den tid vederbörande använt på uppgiften, ha givit

oss anledning förmoda att faktorer, sammanhängande med bristande motivation och uthållighet, handikappat vanartsgrupperna vid användandet av grupptestförfarande. Om så varit förhållandet är detta naturligtvis i och för sig ett indicium på skillnader ifråga om personlighetsfaktorer, men detta åsyftades ej här, utan tanken var att genom själva valet av normalgrupper åstadkomma jämförbarhet med avseende på skolunderbyggnad och i viss mån också intellektuell prestation. Hade C. V.-skolan i större utsträckning hyst elever, som tidigare undervisats i hjälpklass, hade parallelliten mellan vanarts- och normalgrupperna sannolikt blivit större. En närmare utredning om dessa förhållanden lämnas i det följande. Praktiskt kan frågan lösas genom att klyva normalgruppen, så att vi få en grupp som ligger under medelpoängen (54) och en grupp som ligger över. Materialet har gjorts tillräckligt stort för att tillåta ett sådant förfarande. Medelprestationen för den lägre belägna delen av normalgruppen kommer då att motsvara vanartsgruppernas.

5. GRUPPER UNDERSÖKTA ÅR 1956 (KORSVALIDERING).

I och för korsvalidering av vissa av de använda instrumenten ha nya grupper uttagits å Lövstaskolan och å Centrala Verkstadsskolan. Lövstagruppen undersöktes under juli månad 1956 och C. V.-skolegruppen under september 1956. Vi vilja nu se, om de senast uttagna grupperna äro jämförbara med de tidigare uttagna från samma skola. Intervallet mellan den senaste undersökningen och den närmast föregående är för Lövstagruppens del 5 år och för C. V.-skolegruppens del 6 år. Förändringar i samhällsstruktur och befolkningsförhållanden under mellanliggande period *kan* ha förändrat populationerna från nämnda skolor så, att dessa icke längre äro representativa för tidigare årgångar elever vid resp. skola. Vi undersöka nu detta med hänsyn till förut uttagna faktorer, och börja då med Lövstaskolan. Samtliga å anstalten under juli månad 1956 befintliga yrkesskoleelever uttogos.[7] Vi jämföra först åldersfördelningarna: Lövsta 1949, 1951, M = 17,17 år, σ = 1,46. Lövsta 1956, M = 17,14 år, σ = 0,95. D = 0,03, differensen är ej signifikant. I AGT uppnåddes tidigare 43,77 T-poäng, σ = 11,96, 1956 års grupp når upp till 43,95 T-poäng, σ = 9,59. D = 0,18, differensen är ej signifikant. Fördelningen på tätort och landsbygd var tidigare 82% T och 18% L, i 1956-årsgruppen var den 83% T och 17% L. Differenserna äro icke signifikanta. Beträffande åldersfördelning,

[7] På grund av personalens vid skolan semestrar under denna månad hade en avdelning tillfälligt stängts. Elevbeläggningen var därför vid tillfället icke större än 35 på yrkesskoleavdelningen.

bostadsort och uppnått poängtal i AGT, kunde således graden av överensstämmelse inte gärna ha varit bättre. Hur gestalta sig förhållandena beträffande övriga ur elevhandlingarna hämtade faktorer?

Av tabell 11 framgår, att för det övervägande antalet faktorer inga signifikanta differenser uppträda. Av 19 undersökta differenser äro 14 icke signifikanta, 4 visa en svag signifikans (5%-nivån). Den återstående differensen är däremot starkt signifikant ($P < 0{,}01$). Den första svagt signifikanta differensen (17) avser uppgift om skalltrauma i läkarutlåtandet. Uppgift om detta förekommer i större utsträckning i den 1956 undersökta gruppen. Nästa (20) visar att »tvivelaktig social prognos» något mindre ofta ställts i det senast undersökta materialet. Den tredje (23) differensen innebär att »symptom från centrala nervsystemet» i mindre utsträckning konstaterats i 1956 års material. Däremot har det konstaterats »nervösa rubbningar» (24 p4) i något större utsträckning i den senast undersökta gruppen.

Tabell 11

Jämförelser mellan Lövsta 1949, 1951 och Lövsta 1956 (grupp uttagen för korsvalidering)

Code nr	Lövsta 1949, 1951 (N = 66) %	Lövsta 1956 (N = 35) %	D %	t	P	Sign.-nivå:
2.	(22) 33,3	(17) 49,0	— 16	1,56	>.10	0
5.	(22) 33,3	(14) 40,0	— 07	0,69	=.50	0
6.	(31) 47,0	(17) 49,0	— 2	0,06	>.50	0
7.	(43) 65,2	(20) 57,1	+ 7	0,50	=.50	0
8.	(24) 36,4	(11) 31,4	+ 5	0,51	=.50	0
9.	(20) 30,3	(9) 25,7	+ 5	0,59	=.50	0
10.	(42) 63,6	(18) 51,4	+ 12	1,16	>.10	0
11.	(46) 69,7	(20) 57,1	+ 12	1,19	>.10	0
17.	(15) 22,7	(16) 45,7	— 23	2,32	<.05	(s)
19.	(12) 18,2	(8) 22,9	— 4	0,48	=.50	0
20.	(36) 54,5	(12) 34,3	+ 20	1,98	=.05	(s)
21.	(13) 19,7	(10) 28,6	— 9	0,99	>.10	0
23.	(9) 13,6	(1) 2,9	+ 11	2,14	<.05	(s)
24.— p4	(30) 45,5	(24) 68,6	— 23	2,31	<.05	(s)
25.— p5	(50) 75,8	(29) 82,9	— 7	0,85	=.50	0
31. I	(1) 1,5	(3) 8,6	— 7	1,36	>.10	0
32. II	(6) 9,1	(5) 14,3	— 5	0,73	=.50	0
33. III	(59) 89,4	(27) 77,1	+ 12	1,48	>.10	0
85. (P)	(56) 84,8	(5) 14,3	+ 70	9,55	<.01	S

Code-nummer hänför sig till de i tabell 8 använda beteckningarna.

Att söka värdera den betydelse dessa differenser kunna ha, och vad som kan ha orsakat dem är ingalunda lätt. Minsta svårigheten vållar den andra differensen (20). Här har en viss breddning av bedömningsskalan skett. Något oftare har man ansett sig böra ställa »god social prognos», men framför allt ha bedömarna oftare angivit den sociala prognosen som »dålig». Kännedomen om att antalet vårdplatser på ungdomsvårdsskolorna icke ökat under mellanliggande period, vilket däremot befolkningen i de aktuella åldrarna och därmed också inslaget av asocialitet gjort, kan helt förklara differensen. Endast de »mycket väl kvalificerade fallen» kunna, på grund av platsbristen, numera beredas vård på Lövstaskolan. Svårare att förklara äro de tre övriga svagt signifikanta differenserna. Den första (17) innebär att uppgift om »skalltrauma» oftare återfinnes i det senare materialet. Möjligen skulle orsaken kunna vara den att lesionella faktorers roll för uppkomsten av beteenderubbningar på senare år starkt betonats och därmed skärpt uppmärksamheten på skallskadornas betydelse. Även banala skador kunna ha råkat påtalas av de vanartigas anhöriga i samband med uppgiftslämnandet, och därmed har en icke-moraliserande förklaring till den unges beteende också lämnats, som kanske bättre tillfredsställt de för hans fostran ansvariga. De återstående svagt signifikanta differenserna (23) och (24) skulle innebära, om de toges för gott, en förskjutning från organiska symptom (23) mot funktionella (neurotiska) sådana (24). Detta stämmer inte särskilt väl överens med den konstaterade ökningen av uppgifterna om skallskador i 1956-årsmaterialet. Ökning av frekvensen skallskador bör väl snarare medföra en ökning av inslaget »symptom från centrala nervsystemet» i stället för en minskning. Uppgifterna äro således till synes motstridiga. En tänkbar, ehuru inte särskilt sannolik, möjlighet till förklaring *kan* vara den, att utbyggnaden av de psykiatriska lasarettsavdelningarna under mellanliggande period lett till, att de med »symptom från centrala nervsystemet» i ökad utsträckning placerats där. I samma mån som dessa symptom sammanhänga med tidigare skallskada, är dock *ökningen* av skallskadorna i det senast genomgångna materialet fortfarande oförklarlig. Ökningen av uppgifterna om »nervösa rubbningar» (24) kan antingen vara reel och bottna i en faktiskt inträffad ökad neurotisering av klientelet, eller också skenbar och bero på att uppgiftslämnarna och/eller de som utfört läkarundersökningen fäst ökad vikt vid symptom av detta slag. Vilketdera som är sannolikast kan inte här avgöras. Återstår så den starkt signifikanta differensen (85), som innebär att 1956-årsgruppens elever i avsevärt större utsträckning undgått att erhålla diagnosen »psykopati» eller motsvarande i läkarutlåtanden. Liksom tidigare kan det härvidlag vara *antingen* så att en reel minskning av inslaget »verkliga psykopater» skett, eller också bero på att diagnostikerna i ökad utsträckning avstått från att använda psykopatidiagnosen. Mot det förstnämnda alternativet talar det förhållandet, att (25 p5) uppgifter om »trots, egensinne, lynnesutbrott eller i övrigt några drag tydande på psykopati ...», icke minskat utan istället ökat (ehuru icke signifikant). *Tecken på »psykopati» har således angivits i minst lika stor utsträckning, ehuru psykopatidiagnoserna starkt minskat.* Den rimligaste förklaringen torde väl vara den, att kritiken mot psykopatibegreppet på ett drastiskt sätt burit frukt i form av en kraftigt minskad benägenhet att använda begreppet vid diagnosställandet.

Vi övergå nu till att jämföra CV-skolegruppen från 1956 med den tidigare undersökta gruppen vid samma skola. Åldersfördelningarna voro: CV 1949, 1950, M = 16,90, σ = 1,31 och CV 1956, M = 16,80 och σ = 0,91. D = 0,10, differensen är ej signifikant. Uppnådd poäng i AGT var tidigare: M = 54,13 och σ = 8,94. I 1956 års grupp blev M = 53,47 och σ = 6,62. D = 0,66, differensen är ej signifikant.[8] Fördelningen på tätort och landsbygd var tidigare 65 % T och 35 % L, i 1956-årsgruppen var den 66% T och 34% L, differenserna äro ej signifikanta. Fördelningen på socialgrupper var:

Socialgrupp	*1949, 1950*	*Socialgrupp*	*1956*
I	5%	I	8%
II	20%	II	23%
III	75%	III	69%

Ingen av differenserna är signifikant. Sammanfattas resultaten av jämförelserna mellan de grupper, som år 1956 uttagits i och för korsvalidering och tidigare undersökta grupper från samma skola, kunna vi konstatera:

att för båda klientelen jämförelserna avseende åldersfördelning, uppnått poängtal i AGT, bostadsort och socialgruppstillhörighet visade, att inga signifikanta differenser uppkommo;

att av 19 uttagna sociala och hereditära faktorer i Lövstagruppen 14 visade icke signifikanta differenser i förhållande till tidigare undersökta grupper;

att av 4 svagt signifikanta differenser mellan Lövstagrupperna en kunde tillfredsställande förklaras, de övriga däremot icke;

att den enda starkt signifikanta differensen mellan Lövstagrupperna sannolikt sammanhängde med en förändrad syn på diagnosställandet;

att med hänsyn till vad som framkommit, de år 1956 uttagna grupperna i det alldeles övervägande antalet jämförda faktorer äro väl jämförbara med tidigare elevgrupper från samma skola, samt

att givetvis ingenting hindrar, att klientelen från de båda undersökningstillfällena kunna vara olika, med hänsyn till andra faktorer än de undersökta. Någon möjlighet att kontrollera detta ha vi tyvärr icke.

[8] Vid undersökningarna å CV-skolan genomgick hela skolan AGT såväl 1949, 1950 som 1956. M (1949, 1950) = 54,80 T-poäng och M (1956) 53,80 T-poäng. Differenserna i poäng i AGT mellan de, med hänsyn till ålder och socialgrupp uttagna, och totala antalet elever vid skolan, äro som synes vid båda tillfällena obetydliga.

Kapitel VII

METODER OCH RESULTAT

En redogörelse kommer nu att lämnas för använda metoder[1] och erhållna resultat. Huvudintresset vid interpretation av resultaten ägnas åt de äldre åldersgrupperna (15—20-åringar). Detta därför, att flera försökspersoner i dessa åldrar stått till buds, och för att en del av de i testbatteriet ingående instrumenten varit avsedda för åldrar över 15 år (de av inventory-typ) eller därför att vissa tests ej ansetts tillrådliga för användning på lägre åldersstadier (experimentella konfliktsituationer).

En del av de i totala batteriet ingående testen ha endast utförts på de lägre åldersgrupperna. Det gäller bl. a. om de »miniature life situations» av Hartshorne & May-typ som använts. Dessas karaktär gör att det icke är lämpligt att använda dem i åldrar över 15 år. Ungefär hälften av de använda proven har dock kunnat appliceras (ibland med smärre modifikationer) på båda ålderskategorierna. Intresset för prov, avseende experimentella konfliktsituationer, och för vissa prov av inventory-typ har dock rättfärdigat vår preferens för den äldre kategorien vid behandlingen av materialet.

I alla de fall där både den äldre och den yngre ålderskategorien genomgått samma prov, redovisas resultat från båda åldersgrupperna var för sig. Vi kunna då se om de yngres resultat peka i samma riktning som de äldres eller i motsatt. Om resultat från grupper på olika åldersnivå visa tendenser åt samma håll, får givetvis betydelsen av de dragna slutsatserna större räckvidd.

Frågor om samband mellan testresultat och data ur de undersöktas case-history komma att behandlas i ett följande kapitel, likaså prognostiska frågor i anslutning till en follow-up-undersökning, utförd efter ett tidsintervall på tre år.

En diskussion om personlighetsavvikelser och psykopatibegrepp, med utgångspunkt från de resultat, som vi i de egna undersökningarna kommit fram till, tages upp i ett särskilt kapitel (XI).

[1] Metoderna ha här främst karaktär av primärmetoder (Ekman 1952 s. 33), men med statistisk analys av funna gruppdifferenser. Den fortsatta statistiska behandlingen av materialet tages upp i Del III.

A. Testmetoder

Sammanställning av ett testbatteri, hypoteser. Den översikt och analys av problemområdet, som utförts (del I), har utmynnat i förslag till riktlinjer för de egna undersökningarnas bedrivande. Dessa intentioner skola nu omsättas i konstruktionen av ett användbart testbatteri. Utgångspunkterna för detta arbete bli då:

(1) De resultat, främst sådana rörande hereditära och sociala förhållanden hos vanartiga och »psykopater», som granskningen av några representativa vanartsundersökningar ledde fram till (kap. II);
(2) de personlighetsdrag och syndrom, vilka i vår funktionsanalys av psykopatibegreppet (kap. III) angivits som karakteristiska för s. k. psykopater;
(3) de resultat, som vid genomgång av tidigare använda kvantitativa metoder (kap. IV) befunnits vara relevanta vid studium av vanart och personlighetsavvikelser;
(4) de iakttagelser, av närmast klinisk natur, vi haft tillfälle att göra i samband med vårdarbetet bland eleverna;
(5) de observationer av beteendet i de olika prövningssituationerna, vilka beledsagat protokollförandet och som lett fram till konstruktion av nya test eller apparativa förfaranden eller modifikation av redan tidigare använda sådana.

Beträffande samtliga dessa intentioner har hänsyn givetvis fått tagas till de vid arbetets igångsättande tillgängliga resurserna.

Intentionerna under (1) ha vi sökt tillgodose genom inventering av aktmaterialet. Hereditära och sociala faktorer i vanarts- »psykopat»-gruppen ha därvid bl. a. ställts i relation till sådana i andra vanartsgrupper och i normalgrupper. Funktionsanalysen av psykopatibegreppet (2) ledde fram till ett antal gemensamma huvudpunkter:

Rubbningar inom känslo- och viljeliv
Anpassningssvårigheter
Variabilitet inom personligheten
Impulsivitet el. hyperreaktioner
Infantilism el. omogenhet.

Andra personlighetsdrag, som framkommo vid analysen, voro: »oförmåga till planmässigt handlande och att följa uppställda normer, bristande verklighetskontakt, uppmärksamhetsstörningar, oförmåga att lära av erfarenheten» m. fl. En del av dessa har kunnat tillgodoses vid sammanställning och konstruktion av testbatteriet. Genomgången av tidigare använda kvantitativa metoder (3) visade, att av fysiologiska metoder framför allt EEG borde väntas ge positiva resultat. De yttre förhållandena tillåto emellertid icke någon prövning av denna metod (1946 var EEG-tekniken nyligen införd i landet och några specialister

på densamma knappast ännu utbildade). Av övriga granskade metoder visade bland inventorymetoderna speciellt MMPI ha givit alldeles övervägande positiva resultat. Denna metod kommer därför att användas vid våra egna undersökningar. Iakttagelser av klientelet (4) ledde till konstruktion av bl. a. ett försök med reaktionstidsbestämningar i komplexa valsituationer med insatta störningar. Hypotesen var därvid den, att av de vanartiga speciellt de s. k. psykopatiska eleverna skulle visa en större benägenhet för felreaktioner än normala. En undersökning av den intraindividuella variabiliteten i reaktionstid skedde med hänsyn till draget »variabilitet inom personligheten», framkommet vid analysen i kap. III. Beteendeobservationer (5) under reaktionsförsöket ledde fram till konstruktionen av ett prov, avseende experimentella konfliktsituationer. På liknande sätt ha överväganden skett vid utväljande och konstruktion av övriga i batteriet medtagna prov. De instrument, som sålunda uttagits eller konstruerats, samt de arbetshypoteser, som knutits till dem och som motiverat instrumentens medtagande, framgå av nedanstående uppställning:

Instrument	*Antal variabler*	*Hypoteser*	
1. Intelligensundersökningar:			
Terman—Merrill	1	H (1)	Undernormal prestation i vanartsgrupperna.
AGT	1	H (2)	
2. Reaktionstidsbestämningar:			
Reaktionstid	5	H (3)	Inga tidsskillnader mellan grupperna.
Intravariabilitet	5	H (4)	Högre[2] intravariabilitet i Lövsta än i normalgrupperna.
		H (5)	Större[2] inslag av felreaktioner i Lövsta än i normalgrupperna.
3. Takistoskopförsök	9	H (6)	Enl. de uttalanden som gjorts (kap. III) förväntades här lägre uppmärksamhetsprestation i Lövsta än i normalgrupperna.
4. »Confidence»	2	H (7)	Högre grad av »confidence», dvs subjektiv säkerhet i Lövsta vid såväl rätta som felaktiga svar (infantilt beteende, jfr Öbrink 1948 s. 218).

[2] Med uttrycken »högre», »större» etc. menas: i genomsnitt »högre etc. och signifikant skild från ... (jfr Härnqvist 1956, p. 53).

Instrument	*Antal variabler*		*Hypoteser*
5. Exp. konfliktsituationer	6	H (8)	Lägre grad av »konfliktresistens» dvs fler felreaktioner i Lövsta-gruppen.
6. »Cancellation»	2	H (9)	Kvantitativt och kvalitativt lägre poäng (»sämre» prestation) i Lövsta än i normalgrupperna.
7. Bourdon 1 och 2	4	H (10)	Se hypotes (9).
8. Perseveration 1 och 2	3	H (11)	Större inslag av mycket höga och låga p-kvoter bland vanartiga, jämfört med normala, dvs större spridning hos de förra (jfr Cattell 1946, s. 439).
9. »Persistency»	4	H (12)	Lägre grad av »uthållighet» i Lövsta-gruppen (kliniska iakttagelser) än i normalgrupperna.
10. Bernreuters PI	6	H (13)	Lövsta-gruppen väntades vara mer »emotionellt instabil» (I), mer »självtillräcklig» (II), mer »introvert» (III), mer »självhävdande» (IV), mer »dåligt anpassad till omgivningen» (V) och mindre »social» (VI) än normalgrupperna.
11. MMPI	13	H (14)	Högre T-poäng i Pd-variabeln för Lövsta, jämfört med normalgrupperna.
12. »Miniature Life Situations»	3	H (15)	Större benägenhet att bryta mot givna föreskrifter (»fusk») i vanartsgrupperna jämfört med normalgrupperna.
13. Ord-associationstest	6	H (16)	Lövsta-gruppen förväntades ge de största avvikelserna från normalgruppens beteende i några uttagna beteendekategorier.

(Mer strikt kunde ej hypotesen H (16) formuleras, då det vid testets medtagande ej stod klart, om det skulle behandlas med hjälp av innehållsanalys eller medelst analys av formala kategorier.)

(Fullständig variabelförteckning, i vad gäller de i batteriet ingående testvariablerna, framgår av tabell 78 s. 276, varför plats för sådan ej upptages här.)

Vid sammansättning av testbatteriet avsågs även att medtaga dels objektiva prov av performance-typ, avseende sensoriska och motoriska funktioner, och dels prov som låta verbala reaktioner såsom uttryck för attityder och värderingar komma i dagen. Skälet är detta: ibland har det antytts, att det förra slaget prov skulle vara mer betingat av hereditära förhållanden än det senare. Och omvänt, man har ibland menat, att det senare slaget prov är känsligare för aktuella stimuli, verkande i miljön, än det förstnämnda. Eysenck har formulerat ett par hypoteser, som han anser sig ha funnit visst empiriskt stöd för, på följande sätt:[3]

»It is widely agreed that personality rests on a firm hereditary basis, but is also subject to great alterations through social and other environmental influences. It would appear, by and large, that *personality tests of the objective performance type are related rather more closely to the inherited pattern of a person's conative and affective traits*; tests of conditioning, of suggestibility, of autonomic imbalance, of sensory dysfunctioning and of motor expression appear so closely bound up with the structural properties of the nervous system and with the body build or the sensory equipment of a person *that the likelihood of hereditary determination can hardly be gainsaid.*

On the other hand, *tests employing unstructured material and verbal reactions of the questionnaire type, would appear to reflect more the historical aspects of a person's life story and be subject to day-to-day fluctuations of mood and outlook.* If we may use an analogy from physics we might say that tests of this type deal with problems of hysteresis rather than with those of structure. As is well known, in the cognitive field also *environmental influences are much stronger in connection with verbal than in connection with non-verbal tests.*» (Kursiv. av förf.)

I anslutning till detta ställa vi nu upp två huvudhypoteser utöver de 16, som uttagningen av de 13 instrumenten vilat på. Litteraturundersökningen och inventeringen av aktmaterialet visade, att andra grupper av »psykopatiska» vanartiga och likaså Lövsta-eleverna voro mer hereditärt belastade än övriga skolors elever. Inslaget av sinnessjukdom hos anhöriga t. ex. var större hos de förra. Vi antaga nu, att i vissa av testen tagas företrädesvis faktorer, som ha att göra med den hereditära utrustningen, i anspråk vid utförandet. Detta bör då gälla i högre grad för instrumenten nr 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 och 9 än för de övriga.

Det har tidigare sagts, att den aktuella miljön i vilken de båda kate-

[3] Eysenck (1952 s. 152).

gorierna vanartiga vistats, såväl under vårdtiden på skolan som dessförinnan, varit mycket nära lika. På skolorna härskar samma dagliga rutin. M-faktorerna visade små differenser mellan klientelkategorierna. För *båda* kategorierna gäller däremot, att såväl den aktuella miljön som den miljö de levat i före ankomsten till ungdomsvårdsskolan, är väsentligt olika den, som majoriteten svenska pojkar i motsvarande ålder vistas i. Vi mena nu, att i sådana instrument, som få tänkas spegla den undersöktes aktuella psykologiska miljö med dess attityder och värderingar, böra de båda kategorierna vanartiga uppvisa nära lika resultat men skilda från de resultat, som uppkomma i en normalgrupp. Detta bör gälla i högre grad för instrumenten nr 10, 11, 12 och 13 än för de övriga. Vi formulera nu våra två huvudhypoteser.

HA: I de variabler, som ingå i instrumenten nr 2—9, utskiljas Lövsta-eleverna från övriga grupper elever.

HB: I de variabler, som ingå i instrumenten 10—13, utskiljas normalgrupperna från övriga i undersökningen ingående grupper.

Med »utskiljas» menas då, att gruppmedelvärdena skola uppvisa statistiskt säkerställda differenser i de genom hypoteserna H (3)—H(16) definierade riktningarna.

Hypoteserna H (1)—H (16) prövas i anslutning till redogörelser för försöksresultaten i löpande följd. Huvudhypoteserna HA och HB prövas i anslutning till översikten av huvudresultaten i testbatteriet och i mer exakta formuleringar i kapitel XI.

1. INTELLIGENSUNDERSÖKNINGAR

Vid arbetets igångsättande sommaren 1946 förelåg ej den grupptestskala för intelligensundersökning (AGT), som vi senare kommo att använda för de äldre grupperna. Å Lövstaskolan användes Terman—Merrill, i svensk översättning av Alice Hellström, rutinmässigt för intelligensundersökning av såväl äldre som yngre elever. I brist på lämpligare instrument nyttjades TM för samtliga undersökta å Lövsta 1946[4]

[4] Bristerna i instrumentet, framför allt sammanhängande med överflyttningen av skalan till svenska och omstandardiseringen av densamma, anses allmänt vara större vid applicering på högre levnadsåldrar än på lägre åldrar. Redan Terman påtalar att utväljandet av de äldre i standardiseringsgruppen erbjöd de största svårigheterna. Hos Hellström är materialet för standardisering av de högre åldrarna speciellt sprött. Rent principiellt är ju dessutom användandet av IQ-måttet på åldrar $>$ 15 år psykologiskt icke meningsfullt.

men i fortsättningen endast för undersökning av de yngre eleverna (å skolhemmen) och för hjälpklasseleverna i normalmaterialet. Medelvärde och spridning (σ) i Terman-skalan för de olika grupperna framgår av tabell 9 och 10. För att få en uppfattning om undersökta gruppers intelligensnivå i förhållande till tidigare gruppers från samma skola, har ett större material å Lövstaskolan genomgåtts med avseende på i elevhandlingarna meddelade intelligenskvoter. I Fig. 2 ha fördelningarna upplagts. Kurva 1 innehåller samtliga tillgängliga kvoter. Hela materialet har sedan uppdelats på tre kategorier, definitivt utskrivna, villkorligt utskrivna och intagna. Detta därför att i de äldre handlingarna (och spec. i de definitivt utskrivnas) metod ej alltid varit angiven, men omständigheterna talat för, att i dessa fall (c:a 50 %) Wåhlén, point scale el. liknande metod ofta använts.[5] I kurva 4 äro samtliga kvoter baserade på Terman—Merrill-metoden.

I och för jämförelse är Termans fördelning från 1937 inlagd å alla 4 histogrammen. Om vi se på kurva 4, så visar den en viss avvikelse från Termanfördelningen i riktning mot lägre kvoter (positiv snedhet), Medium = 96 IQ.

Grupperna av yrkesskoleelever (15—20-åringar å Lövsta 1949 och 1951, Sundbo 1947 och 1950 och Centrala Verkstadsskolan 1949 och 1950) ha undersökts med Anderbergs grupptest (AGT). Grupper tillhörande samma skola ha sammanslagits och fördelningarna visas i Fig. 3.

Lövsta och Sundbo uppvisa ingen skillnad mellan medierna av T-poäng, men väl mellan fördelningarnas spridning. Denna skillnad är signifikant, $t = 3{,}18$, $P < 0{,}01$. Däremot ligger CV-skolans medel-T-poäng i grupptestet 10 enheter högre än de båda andras. Anderberg har konstaterat en av åldern betingad ökning av prestationen i detta test i åldersintervallet 15—17 år, men att därefter all ökning upphör. Eftersom medelåldern i våra använda yrkesskolegrupper ligger mycket nära 17 år, ha de individuella poängtalen för åldrar under 17 år korrigerats enl. de anvisningar Anderberg givit.[6] T-poängen för alla elever ha sålunda gjorts jämförbara. Den använda standardgruppen av vuxna (17 år och äldre) i AGT uppnådde 57 T-poäng i medeltal. Vår använda äldre normalgrupp skulle sålunda kunna karakteriseras såsom liggande strax under genomsnittet ifråga om intellektuell nivå, emedan medeltalet ligger något under 57 T-poäng.

Vi återkomma nu till vår tidigare uppställda fråga, huruvida denna skillnad, c:a 10 T-poäng, mellan normalgruppen å ena sidan och de

[5] Vi hålla ej för otroligt, att den i kurva 2 uppkomna excessen kan ha sin grund i dessa skalors ringa differentierande förmåga.

[6] Anderberg (1947 s. 8).

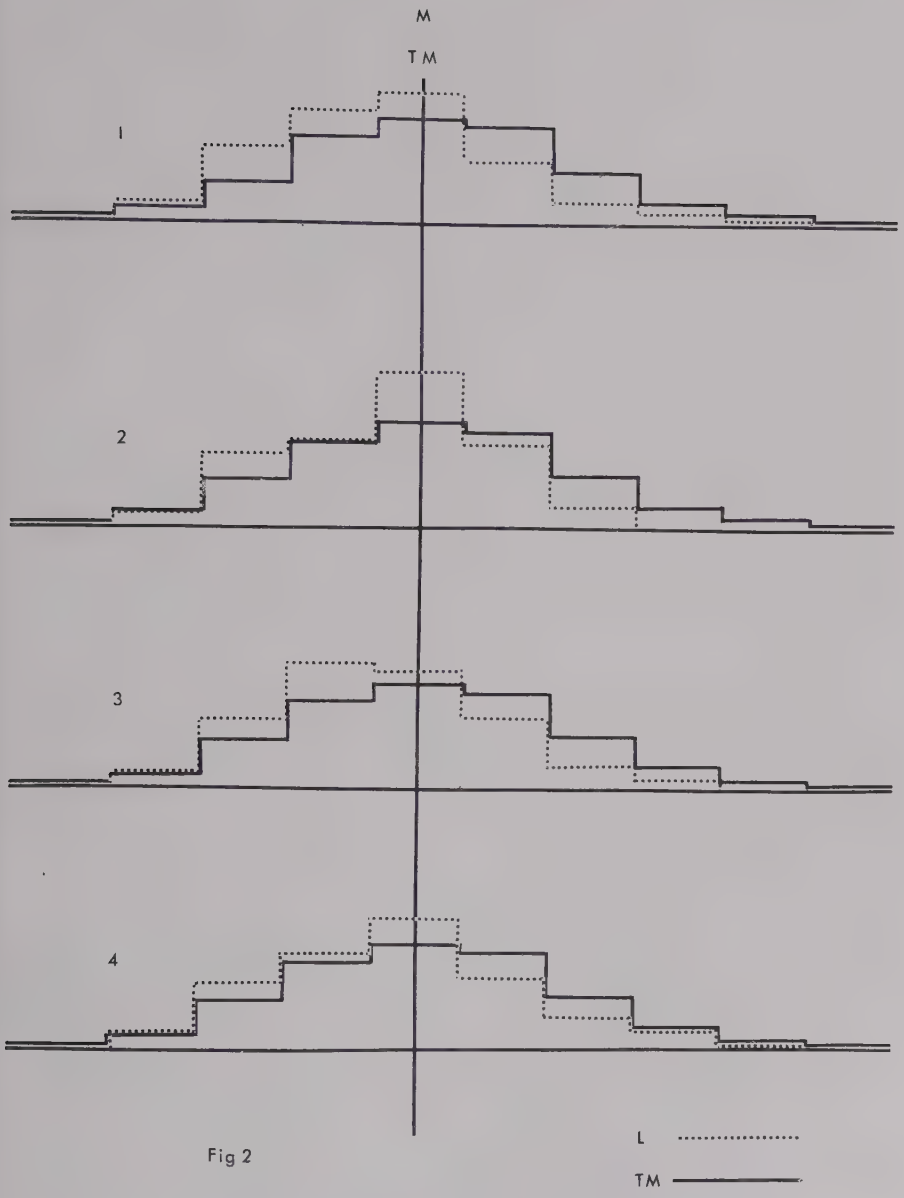


Fig. 2. Intelligenskvotfördelningar i TM, Lövstaskolan.
1. Hela materialet (N = 360) 2. Definitivt utskrivna (N = 120)
3. Villkorligt utskrivna (N = 145) och 4. Intagna (N = 115).

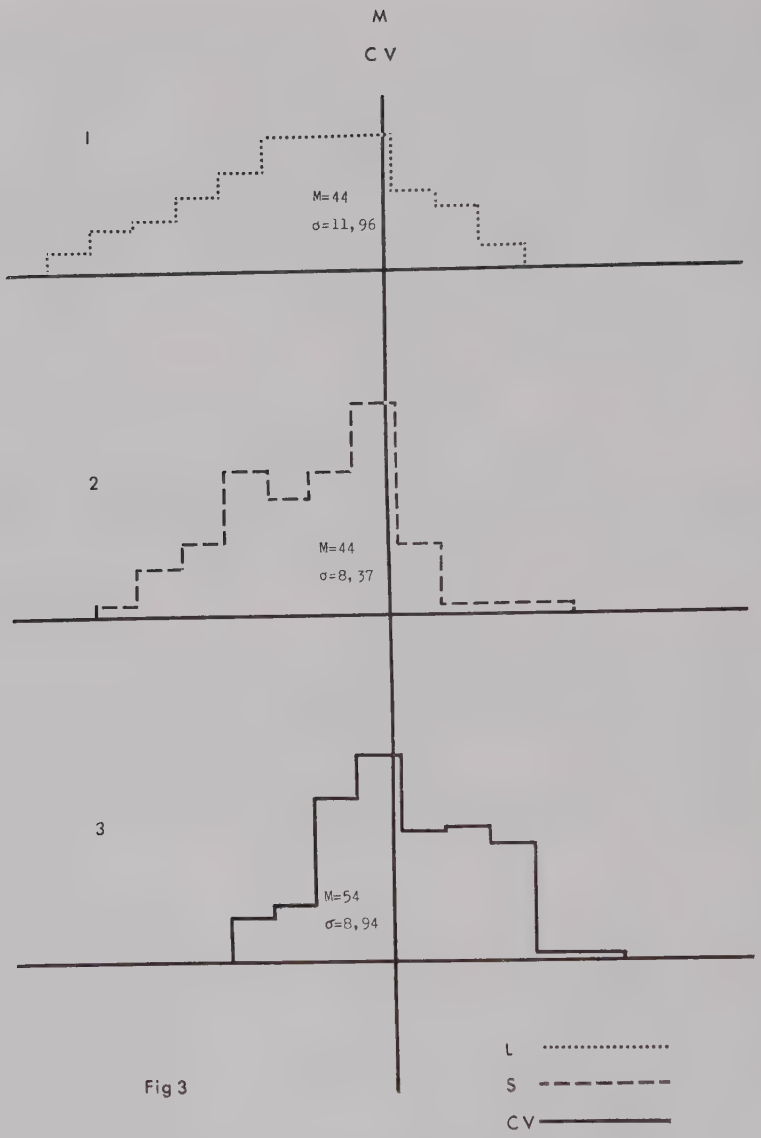


Fig. 3. T-poängfördelningar i A. G. T.
1. Lövsta yrkesskola (N = 77) 2. Sundbo yrkesskola (N = 104)
3. C.V.-skolan (N = 104).

båda vanartsgrupperna, Lövsta och Sundbo, å den andra, är en skillnad enbart ifråga om intellektuell förmåga, eller om ev. andra faktorer kunna ha påverkat resultaten. (Skillnaden är signifikant i båda fallen, $t > 6{,}0$, $P < 0{,}01$). Om det är så, att vissa faktorer sammanhängande

med motivation, uthållighet och inställning till provet[7], kan ha gjort sig gällande, vilka möjligheter ha vi då att finna empiriska belägg för att så varit fallet? Ett rationellt lösande av detta problem fordrar tillgång till ett instrument, bestående av en individualtestskala och en med med denna parallell grupptestskala. Vid var och en av skolorna skulle eleverna då ha indelats i två likvärdiga grupper, varvid den ena först skulle undersökts med t. ex. gruppversionen och sedan med individualversionen. Med den andra gruppen skulle ha förfarits på omvänt sätt. Man kunde då ha fått veta, om det eventuellt förhållit sig så, att de institutionaliserade grupperna uppvisat sämre resultat i grupptestet än i det med detta parallella individualtestet, om det motsatta förhållandet inträffat, eller om inga skillnader kunnat spåras. I en individualtestning inverkar givetvis också motivationen hos den testade på resultatet, men där försöker man ju hålla denna faktor under kontroll genom att försöka pressa försökspersonerna till att prestera sitt yttersta. Motivationen skulle då bli maximal och relativt sett, lika för alla. En stor del av individualtestningens »konst» består just i att åstadkomma denna maximala motivation, utan att på något sätt avvika från den standardiserade proceduren. Det grupptest vi använt (AGT) inledes med en instruktion, som har till avsikt att bl. a. verka starkt motivationsskapande vid första etappen (A-häftet), och vars motivationsskapande avsnitt också upprepas före andra etappen (B-häftet). Någon påverkan i motivationshänseende under testningens gång förekommer däremot icke.

Vid undersökningarnas igångsättande 1946 fanns inget lämpligt instrument, bestående av parallella I- och G-versioner, att tillgå. Att själv konstruera ett sådant var vid tillfället ifråga ogörligt, och undersökningen tog ej heller i första hand sikte på de intellektuella faktorernas roll i sammanhanget, utan avsikten med intelligensbestämningarna var närmast att få besked om de använda gruppernas jämförbarhet i detta avseende.

Men låt oss se, om ändå icke några möjligheter kunna givas att, om inte slutgiltigt lösa, så dock kasta ljus över den uppställda frågan. Vi intressera oss då först för den tid, som var och en använt för att lösa uppgifterna i grupptestet. Medellösningstid, T-poäng och använd tid per poäng visas i tabell 12.

---

[7] Det har ofta sagts, att vanartiga av olika kategorier utfört sämre skolprestationer än vad deras intellektuella standard skulle ge anledning förmoda. Bristande motivation etc. har bl. a. angivits som orsak. Man kan då tänka sig, att själva situationen att sitta med penna och papper framkallar känslor, liknande dem individerna hyst el. hysa för skolarbete och sålunda bidraga till sänkt motivation med åtföljande sämre prestation.

Tabell 12

T-poäng och lösningstider i A. G. T.

Skola	Använd tid i minuter	T-poäng	Tid pr poäng
C.V.-skolan (N = 104)	M = 172,28 σ = 38,50	M = 54,13 σ = 8,94	M = 2,94 min.
Lövsta yrkesskola (N = 77)	M = 132,66 σ = 47,33	M = 43,77 σ = 11,96	M = 2,94 min.
Sundbo yrkesskola (N = 104)	M = 127,79 σ = 34,60	M = 44,34 σ = 8,37	M = 2,88 min.

Av tabellen framgår att den tid, deltagarna använt för att lösa uppgifterna var längst för CV-skolan, 172,28 min. Medeltiden för Lövsta och Sundbo var 132,66 resp. 127,79 min. och använd tid per uppnådd poäng var i medeltal resp. 3,18 min., 2,94 min. och 2,88 min. Skillnaden mellan CV-skolan och Lövsta ifråga om använd tid är signifikant, D = 39,62 min., t = 6,0; P < 0,01. CV-skolan/Sundbo, likaledes signifikant, D = 44,49; t = 8,7; P < 0,01. Differensen Lövsta/Sundbo är däremot icke signifikant, D = 4,87; t = 0,76; P < 0,50. Normalgruppen har således använt signifikant längre tid än de båda vanartsgrupperna för lösandet av uppgifterna.

Då de prövade få arbeta i sin egen självvalda takt och enligt instruktionen uppmanas att »besvara frågorna så riktigt som möjligt» och »utan onödigt dröjsmål», är det av intresse att konstatera, om det föreligger något samband mellan uppnådd poäng och använd tid. Spridningsdiagram har upplagts för de tre skolorna. De visa approximativt lineära regressionsförhållanden. Korrelationerna mellan uppnådd poäng och använd tid blevo:

Lövsta yrkesskola: $r = +0{,}34 \pm 0{,}10$;
Sundbo yrkesskola: $r = +0{,}52 \pm 0{,}07$;
CV-skolan: $r = +0{,}10 \pm 0{,}10$.

Av dessa koefficienter äro 0,34 och 0,52 signifikanta på 0,01-nivån, 0,10 däremot är ej signifikant på 0,05-nivån.[8] För de båda vanartsgruppernas del råder alltså ett signifikant samband mellan uppnådd poäng och använd tid på så sätt, att de som nått hög poäng

[8] Signifikansen beräknad enl. Garrett (1947) s. 299, Table 49. Då intet annat angives, äro samtliga här och i det följande meddelade korrelationskoefficienter (Pearson — r) okorrigerade för »attenuation» etc.

ofta använt lång tid och vice versa. Skillnaden mellan korrelationskoefficienterna är i ett fall signifikant på 0,01-nivån, nämligen CV-skolan/Sundbo $D = 0{,}42$; $t = 3{,}50$; $P < 0{,}01$. CV-skolan/Lövsta ger $D = 0{,}24$; $t = 1{,}71$; $P < 0{,}10$ och Lövsta/Sundbo $D = 0{,}18$; $t = 1{,}48$; $P > 0{,}10$, alltså ej signifikanta differenser.

Grupptestet (AGT) utföres, som tidigare nämnts, alltid i två etapper, varvid deltagarna först genomgå A-häftet och sedan, efter en paus, B-häftet. 20 uppgifter förekomma i vardera häftet, alltså inalles 40. Låt oss då se, om det i de olika grupperna finnes någon skillnad i prestationen i A-häftet jämfört med B-häftet. Kan en tendens påvisas för vanartsgruppernas del i riktning mot *sämre* prestation *efter* pausen, skulle faktorer som bristande uthållighet, leda vid arbetet sedan det förlorat nyhetens behag, försämrad förmåga på grund av trötthet etc., kunna tänkas göra sig gällande. Låt oss då se, huru dessa saker ligga till. Först undersöka vi, om uppgifterna i de båda halvorna äro objektivt sett lika svåra, dvs om de ge samma lösningsfrekvenser i genomsnitt. Vid standardiseringsarbetet i samband med konstruktionen av AGT befanns det, att »medellösningsfrekvenserna för vartdera häftet för sig äro ungefär desamma (40% resp. 41%), dvs de båda testhäftena äro i det allra närmaste lika svåra».[9] I normalgruppen (CV-skolan) blevo i medeltal 8,60 uppgifter lösta i A-häftet (43%) och 9,29 i B-häftet (46%). B-häftet har således givit något högre lösningsfrekvens[1] i verkstadsskolegruppen. Gå vi nu till vanartsgrupperna blevo lösningsfrekvenserna:

Lövsta yrkesskola	A = 6,32	B = 5,71;
Sundbo yrkesskola	A = 6,26	B = 6,09;

I båda fallen visa sig nu resultaten gå i motsatt riktning mot CV-skolans. Prestationen är för båda ungdomsvårdsskolornas del *sämre* i B-häftet, trots att uppgifterna i detta i varje fall inte äro svårare än i A-häftet. Men äro skillnaderna signifikanta? Om vi testa vår hypotes om sämre prestation i andra etappen, blir resultatet detta: Lövsta A/B, $D = 0{,}61$; $t = 0{,}66$; $P = 0{,}50$. Sundbo A/B, $D = 0{,}18$; $t = 0{,}25$; $P > 0{,}50$. Differenserna äro således icke signifikanta och noll-hypotesen får godtagas och vår egen förkastas.[2] Trots detta torde det dock förtjäna att

[9] Anderberg (1947 s. 3). Frekvenserna avse en standardgrupp 15-åringar ($N = 184$). I samband med korsvalidering 1956, erhölls i CV-skolan: $A = 40$ % rätt, $B = 41$ % rätt. CV-skolan ($M = 16{,}8$ år) låg år 1956 i genomsnitt således exakt på standardgruppens (15-åringar) genomsnittsprestation.

[1] Om vi uppställa analogien $\frac{43}{46} = \frac{40}{x}$ blir $x = 42{,}79$.

[2] Vid signifikansberäkningar har hänsyn tagits till att de båda medierna äro

framhållas, att tendenserna gingo i samma riktning för båda vanartsgrupperna och för båda dessa i motsatt riktning mot såväl standardgruppens (i AGT) som normalgruppens (CV-skolan) tendenser. De teser, vi bygga vårt resonemang på, kunna sammanfattas sålunda:

1. Skillnader i lösningstid mellan normalgruppen och de båda vanartsgrupperna.
2. Positiva signifikanta korrelationer mellan uppnådd poäng och använd tid för vanartsgrupperna, men ej för normalgruppen.
3. Tendens till *sämre* prestation i andra etappen av testningen (dock ej signifikant) för vanartsgrupperna, jämfört med tendens till *bättre* prestation (dock ej signifikant) i andra etappen för normalgruppen.

Korreleras rätt lösta uppgifter i A-häftet med rätt lösta i B-häftet erhållas:

		Korrigerad med Spearman-Brown's »prophecy formula»
Lövsta yrkesskola	$r_{AB} = 0{,}80 \pm 0{,}110$	0,89
Sundbo yrkesskola	$r_{AB} = 0{,}74 \pm 0{,}045$	0,85
CV-skolan	$r_{AB} = 0{,}71 \pm 0{,}049$	0,83

Koefficienterna kunna betraktas som ett mått på skalans reliabilitet för de använda grupperna.[3] Att reliabiliteten för verkstadsskolegruppen är så låg som 0,83 torde kunna förklaras med, att gruppen är selegerad såväl uppåt som nedåt. De på mycket låg intellektuell nivå söka sig

---

korrelerade, och följaktligen ha vi använt denna formel för beräkning av medelfelet på differensen:

$$\sigma_D = \sqrt{\sigma^2_{M_1} + \sigma^2_{M_2} - 2r_{12}\,\sigma_{M_1}\,\sigma_{M_2}}$$

Se t. ex. Garrett (1947) s. 209, formel (33).

[3] Genom prof. Anderberg har följande opublicerade uppgifter om instrumentet erhållits:

		Korrigerad med Spearman-Brown:
r_{AB} för 15-årsgruppen	$0.86 \pm 0{,}019$	(.92)
r_{AB} för värnpliktsgruppen	$0{,}83 \pm 0{,}031$	(.91)

Anderberg (1954) s. 3 ger korrigerade r = 0,93 resp. 0,91. Värdet 0,86 är tydligen avkortat. Med ytterligare en decimal (0,861) erhålles korr. r = 0,93 (0,925). Kurvan för 15-årsgruppen hade följande värden:

$$M = 49{,}6 \pm 0{,}98$$
$$\sigma = 13{,}2 \pm 0{,}69$$
$$S = 0{,}135 \pm 0{,}090$$
$$E = 0{,}012 \pm 0{,}045$$

ej till skolan, eller bli utslagna vid inträdesproven, och de på högre nivå gå till högre skolformer. Även reliabiliteten för Sundbo-gruppen är påfallande låg jämförd med standardgruppens (se not 3), men torde också vara att tillskriva den ringa spridningen. Sigma för CV-skolan och Sundbo voro 8,94 resp. 8,37. Standardgruppen i AGT hade spridningen 13,2. *Om* man antager, att CV-gruppen varit mindre selegerad och haft samma spridning som standardgruppen (15-åringarna, se not 3), kan den väntade korrelationen lätt uppskattas med hjälp av formel (t. ex. Garrett 1953, s. 344). Den blir 0,87 (korr. med Spearman—Brown-formeln 0,93), och omvänt en (rå-)korrelation i CV-gruppen på 0,63 hade inneburit samma grad av samgång som i standardgruppen. Användningen av formeln bygger på det uttryckliga antagandet, att testet är lika »effektivt» i båda grupperna, dvs att felvariansen är konstant för olika nivåer, och att båda fördelningarna äro approximativt normala.

Anderberg har underkastat snabbhetsfaktorn vid lösandet av uppgifter i intelligenstest en ingående granskning och publicerat undersökningar, i vilka bl. a. samband mellan uppnådd poäng och använd tid, använd tid per uppnådd poäng, och snabbhetsfaktorns samband med utbildningsnivå, socialgruppstillhörighet, uppväxtmiljö m. fl. faktorer, ingående studerats.[4] Då de testskalor, som begagnats vid dessa undersökningar, ha samma upphovsman som AGT och äro likartat uppbyggda som detta instrument, och principen där också har varit den, att de prövade skola få arbeta med uppgifterna i sin egen självvalda takt men uppmanas att lösa dem utan onödigt dröjsmål, ha vi en god möjlighet att kollationera våra resultat med Anderbergs. Vi taga upp de ställda teserna (s. 000) en i sänder och börja då med lösningstiden (1).

Vid standardiseringen av »Intelligenstestskala för gruppundersökning av anställningssökande vid Svenska Flottan»[5] blev medellösningstiden 126,2 ± ± 2,56 min., med σ 34,0 ± 1,82 min., och fördelningen normal. Om endast sådana med enbart folkskola uttogos, blev medellösningstiden 131 minuter, och det uppnådda poängtalet 47. För dem med realskola blev meddellösningstiden 103 minuter och poängtalet i medeltal 63, och slutligen, för studenter vid Uppsala universitet, blev tiden 85 min. och poängtalet 69. Alla differenser såväl beträffande tid som poängtal äro signifikanta och uppgå till mer än 3 ggr sitt medelfel.[6] Högre utbildning och högre poängtal ge kortare medellösningstider. Nu anför Anderberg ett bevis för att testen äro intelligenstest[7], och högre poäng, dvs högre »intelligens», ger alltså kortare tid. Anderberg fann vidare en signifikant skillnad i lösningstid mellan individer från stad och från landsbygd[8], men efterföljande undersökningar gåvo ingen sådan differens, och Anderberg menar, att det därför

[4] Anderberg (1935, 1936 och 1937).

[5] Skalan innehåller 35 uppgifter, Anderberg (1935). Skalan är av sekretesskäl ej tillgänglig i bokhandeln.

[6] Ibid. s. 32—36.

[7] Ibid. s. 36—37.

[8] Ibid. s. 43.

icke är bevisat, att de från landsbygden äro långsammare vid lösandet av uppgifterna. Vår normalgrupp innehåller någon större proportion landsbygdsungdomar än ungdomsvårdsskolegrupperna. Om vi testa differensen mellan proportionen tätort för t. ex. CV-skolan/Sundbo blir $D = 14\ \%$; $t = 2{,}3$; $P < 0{,}02$. Denna måttliga, ehuru signifikanta skillnad, kan ej ha givit upphov till den stora skillnad vi funno och som gav $t = 6{,}0$. Anderberg fann ej heller någon signifikant skillnad ifråga om medellösningstid mellan individer från olika socialgrupper.[9]

I ett annat arbete[1] har Anderberg underkastat problemet om de kvalitativa och kvantitativa momenten vid grupptestning, dvs samspelet mellan uppnådd nivå och använd tid, ytterligare granskning. Testskalan för flottan modifierades, och en omformulering av proven företogs, så att två parallella testskalor framställdes för järnvägarnas bruk.[2] Dessa skalor omstandardiserades nu på andra gruppen. De nya skalorna innehöllo vardera 35 olika uppgifter. Låt oss se om resultaten beträffande speciellt snabbhetsfaktorn i dessa skalor överensstämma med resultaten från den tidigare skalan, och om de tala för eller emot de fynd vi gjort vid grupptestningen av ungdomsvårdsskoleeleverna. Genomgående befanns det också här, att de, som uppnådde högre poängtal (alltså de »intelligentare»), använde kortare tid för lösandet av uppgifterna än de, som uppnådde lägre poängtal. Men det visade sig också, att arbetstakten kan variera inom olika grupper på samma intelligensnivå. De som sökte anställning vid flottan och de som deltogo i järnvägsundersökningarna (lägre tjänster), uppnådde samma poängtal och voro sålunda i »intelligens»-hänseende jämställda, men den vid järnvägarna undersökta gruppen använde i medeltal 17 à 18 min. längre tid än de vid flottan undersökta grupperna. Differensen var signifikant. »Arbetstakten är något långsammare, men detta beror icke på, att den vid järnvägarna undersökta gruppen är mindre intelligent, vilket visas av poängtalen, utan måste ha andra orsaker.»[3]

Samma intelligensnivå kan alltså ge upphov till olika medellösningstider, men inte i något enda fall kunde det visas, att en grupp, som uppnådde *lägre* poäng, använde kortare tid än en som uppnådde högre poäng. Detta förhållande måste alltså vara något för våra vanartsgrupper specifikt.

---

[9] Ibid. ss. 44, 51. Table XIV visar likaledes negativt samband mellan uppnådd poäng och använd tid. I klassen 30—39 poäng var tiden 142 min. och föll kontinuerligt till klassen 60—69 poäng, där tiden var 109 min. Table XIX s. 73 ger ytterligare belägg för detta på andra kategorier prövade.

[1] Anderberg (1936 och 1937).

[2] Ibid. I s. 10—11. Skalan publicerades under titeln: »Psykologiska prov. Statens Järnvägar.» (Sthlm 1935.) Av tidigare angivna skäl ej tillgänglig i bokhandeln.

[3] Anderberg (1936) I s. 24. Anderberg diskuterar inte vilka dessa orsaker kunna tänkas vara. Vi tillåta oss här göra det antagandet, att det ev. kan bero på olika sammansättning av grupperna från karakterologisk synpunkt. De, som söka sig till järnvägarna, skulle då i större utsträckning bestå av kanske mer »pedantiska» individer, som använda rundligare tid än de egentligen behöva vid lösandet av uppgifterna. I och med ett sådant antagande skulle de skillnader i lösningstid, som vi erhållit, bliva mer förståeliga.

Hur förhåller det sig då med lösningstiderna för våra grupper, jämförda med standardiseringsgruppens tider i samma test? Vid stanardiseringen av AGT var medeltiden för olika grupper prövade något mindre än 1½ timme per häfte.[4] Jämföra vi nu detta med den tid, som vår normalgrupp, CV-skolan, i medeltal använt, 172 min., se vi att den nära sammanfaller med $2 \times 1\frac{1}{2}$ tim., dvs 180 min., och att vår normalgrupp i varje fall inte varit en specifikt »långsam» grupp. Det är därför svårt att tänka sig, att vanartsgrupperna skulle ha presterat ett *sämre* resultat, därest de ägnat *mer* tid åt uppgifterna. Men det behöver inte innebära, att de skulle ha uppnått *bättre* resultat, om de använt *mer* tid. All sannolikhet talar dock för att det är troligare att resultatet, i vissa fall, hade blivit *bättre,* om *längre* tid använts.

Vi övergå nu till att studera vår andra tes (2): signifikanta positiva korrelationer mellan uppnådd poäng och använd tid för båda vanartsgrupperna, men ej för normalgruppen, i relation till Anderbergs undersökningar.[5] Vid undersökningarna för flottan fann Anderberg en korrelation mellan uppnått poängtal och använd tid, uppgående till $-0{,}43 \pm 0{,}06$. Korrelationen innebär, att en person som rätt löst många test, oftare har använt kortare tid än en som löst få.[6] Undersökningarna vid Statens Järnvägar visade också, att hög poäng och kort lösningstid oftast gick tillsammans, och korrelationen blev följaktligen också där negativ. Nu är det visserligen icke dessa testskalor vi använt utan en annan (AGT), men likheter i uppbyggnad och administration tala för, att likartade resultat vore att vänta med denna.[7] Att vår normalgrupp ej uppvisat någon negativ korrelation, men ej heller någon signifikant positiv, tarvar ett försök till förklaring. Möjligen kanske det kan hänga samman med gruppens homogenitet, dvs att som förut antytts, en selektion i intellektuellt avseende ägt rum, såväl uppåt som nedåt.

Detta kan dock ej bortskymma det faktum, att man vid tidigare undersökningar med liknande skalor funnit signifikanta negativa korrelationer mellan använd tid och uppnådd poäng, under det att vi i våra vanartsgrupper funnit signifikanta positiva korrelationer.

---

[4] Anderberg (1947) s. 2. Vår normalgrupp innehåller större proportion landsbygdsungdomar än använda standardgrupp i AGT, men detta har i varje fall icke medfört längre medellösningstid än AGT-gruppernas. Jfr diskussionen om skillnaden mellan stad och landsbygd ifråga om snabbhetsproblemet.

[5] Att våra teser (1) och (2) ej innebära samma sak, visas bl. a. av det refererade exemplet (se not 3 s. 332), där anställningssökande vid flottan och vid järnvägarna uppnådde samma medelpoängtal men hade olika medellösningstid. Korrelationen mellan tid per poäng och poängtal var av samma storleksordning för båda grupperna, nämligen 0,72 resp. 0,75. (Anderberg 1936 I s. 29). Då måste också sambandet mellan poäng och använd tid vara av samma storleksordning i båda av fallen.

[6] Anderberg (1935 s. 23).

[7] För AGT har någon korrelationskoefficient för samband mellan använd tid och uppnådd poäng ej tidigare publicerats.

Slutsatsen måste bli den, att några faktorer av non-intellektuell art, sannolikt karakterologiska och sammanhängande med bl. a. motivation och uthållighet, varit orsak till de skillnader i korrelationer vi funnit mellan å ena sidan normalgruppen, och å andra sidan de båda vanartsgrupperna.

Litteraturgranskningen har inte kunnat giva några data, som verifiera eller falsifiera vår tredje tes (3) om sämre prestation i andra etappen, för vanartsgruppernas del. Den får tillsvidare lämnas obestyrkt och gälla för vad den gäller. Skillnaderna voro här ej signifikanta. Möjligen kan resultatet, att differenserna gå i samma riktning hos båda vanartsgrupperna och motsatt normalgruppens, tillmätas någon betydelse.

Sammanfatta vi resultaten av intelligensundersökningarna, kan det konstateras:

att den använda individualtestskalan (TM) givit jämförbara resultat, såväl med avseende på medelvärde som spridning, i de äldre vanartsgrupperna och vidare att normalgruppen från Uppsala folkskolor, så som den uttagits, i intellektuellt avseende väl kan anses jämförlig med vanartsgrupperna i motsvarande åldrar;

att med hänsyn till vissa brister i individualtestskalan (TM), speciellt vid användning på högre åldrar, ett grupptest (AGT) använts för åldrarna över 15 år, men att vissa fenomen uppträdde i samband med användningen av detta, som fordrade en närmare utredning;

att en sådan utredning gav vid handen, att det i två avseenden förelåg signifikanta skillnader mellan normalgruppen och vanartsgrupperna (betr. (1) medellösningstid och (2) korrelation mellan poäng och tid) samt att det i ett tredje avseende (betr. (3) försämrad prestation i andra etappen) förelåg indicier, ehuru ej signifikanta, på att en skillnad fanns;

att punkterna (1) och (2) ytterligare kunde styrkas vid en litteraturgenomgång;

att en skillnad mellan normalgruppen och vanartsgrupperna förelåg ifråga om i grupptestet uppnått poängtal (10 T-poäng), och att faktorer av non-intellektuell art, sannolikt sammanhängande med motivation och uthållighet, kunna ha bidragit till poängskillnaden, samt

att hypoteserna H (1) och H (2) konfirmerats.

Det kan med hänsyn till dessa resultat diskuteras, om det överhuvudtaget är lämpligt att använda sig av grupptestmetodik vid undersökning av institutionaliserade grupper, liknande dem vi använt. Vill man veta vad sådana individer kunna prestera under ideala förhållanden, dvs under maximal motivation, bör man följaktligen ej använda grupptestmetodik. Vill man

däremot veta vad de prestera utan sådana starka pådrivande faktorer, bör ett grupptestförfarande kunna synas lämpligt.

Det synes heller inte osannolikt, att kännedomen om en grupps prestationer i ett individualtest och i ett likvärdigt grupptest kunna ge upplysningar av personlighetsdiagnostiskt värde. För närvarande ha vi inte möjlighet att på grundval av vårt material avgöra, huru mycket olikheter ifråga om motivation och uthållighet kunna ha bidragit till differensen (10 T-poäng). Att differensen icke endast kan bero på dessa faktorer synes emellertid sannolikt, bl. a. med hänsyn till att även individualtestningar (TM) visat något lägre kvoter för vanartiga än för en normalpopulation i motsvarande åldrar. Med hänsyn till de äldre normalgruppernas sammansättning kan det dock förväntas, att även de skulle ha presterat resultat i TM i varje fall icke överstigande 100 IQ i medeltal. (Se fig. 2!)

2. REAKTIONSTIDSBESTÄMNINGAR VID FÖRSÖK MED KOMPLEXA VALSITUATIONER MED OCH UTAN STÖRNINGAR.

Försöksanordningen visas å bild 1. Fp har framför sig en bräda på vilken tre kontakter sitta, synligt numrerade med 1, 2 och 3. Kontakterna äro vid försökets början upprättstående (strömmen sluten). Vid brädans andra kortsida befinner sig en svart skärm med ett runt hål

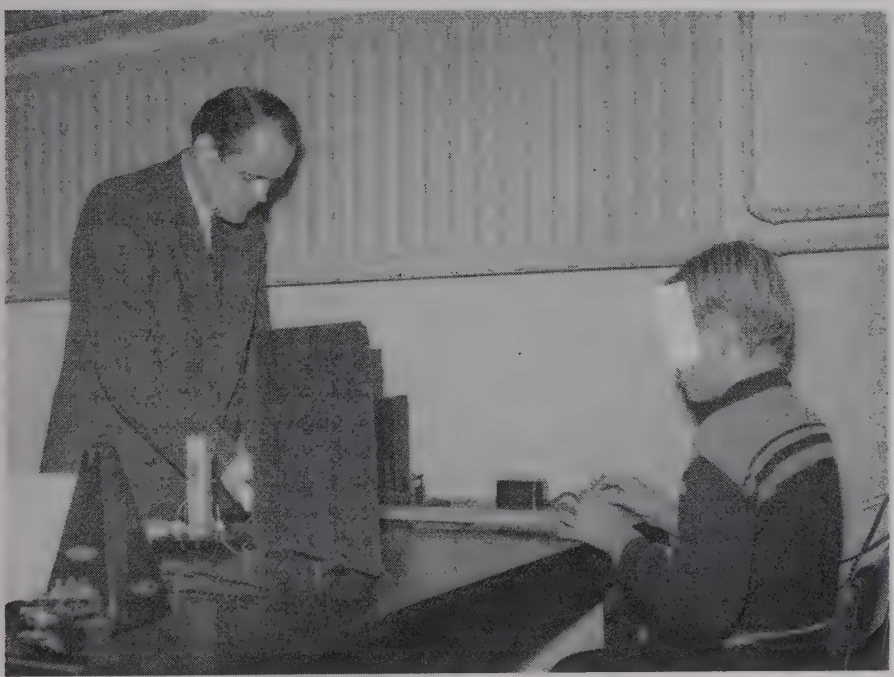


Bild 1. Försöksanordning för Reaktionstidsbestämningar i komplexa valsituationer.

i. Genom hålet kan ljus av olika färg visas (ljuset passerar genom ett oljat papper för att undvika bländningsfenomen). Fp delgives muntligt och skriftligt en instruktion av följande lydelse:[8]

När rött ljus visas: fäll ner kontakt 1
» grönt » » : » » » 2
» gult » » : » » » 3.

Att instruktionen rätt inpräglats kontrollerades av Fl. Vid nedfällandet av resp. kontakt mot Fp bröts strömkretsen. Fp uppmanades nu, att under försöket reagera så *snabbt* och så *rätt* som möjligt. Ett förförsök gjordes, där varje färg framkom 2 ggr, inalles alltså 6 reaktioner. I strömkretsen var införd en specialbyggd oscillator, vars skrivarm låg an mot en kymograftrumma. Anordningen matades med 5 volts växelström, som via en transformator uttogs från nätspänning av 220 V och 50 per./sek.[9] Fp förvarnades genom av Fl uttalat »pass på». Godtycklig färg inställdes, kymografen igångsattes, och strömmen slöts. Oscillografen började rita en sinus-formad kurva på det sotade papperet. Fp reagerade genom att fälla ner en kontakt. Om rätt kontakt nedfällts upphörde kurvskrivandet och Fp:s reaktionstid kunde efteråt avläsas på 1 hundradels sekund när (= en halv svängning). Genom multiplikation av antalet svängningar (t. ex. 31,5) med 20 uttrycktes reaktionstiden i det konventionella måttet för reaktionstider, tusendels-sekunder (σ = sigma). Rätta och felaktiga reaktioner noterades i ett protokoll för varje Fp. Under experimentets gång infördes olika störningar. Efter 20 utförda reaktioner sade Fl: »Försöket fortsätter som förut, följ den givna instruktionen, vad som än händer.» En strömkrets slöts nu, som innehöll en elektrisk ringklocka och ett specialkonstruerat, automatiskt arbetande relä, som intermittent kunde bryta och sluta strömkretsen. Reläet byggde på den principen, att en i sick-sack spänd motståndstråd vid strömgenomflödet uppvärmdes och förlängdes. Ett med tråden förbundet rörligt ankare drogs då till en i apparaten placerad permanentmagnet. Den rörliga ändan av ankaret var försedd med en silverplatta, som, när motståndstråden var spänd, var i kontakt med en fast silverplatta. När tråden blivit tillräckligt varm, bröts sålunda strömmen och slöts igen, när tråden åter kallnat. Reläet arbetade med en frekvens av c:a 12 brytningar och slutningar per minut. Smärre variationer omkring detta frekvenstal förekommo på grund av apparatens mindre precisionsmässiga utförande men torde ha varit närmast till fördel för experimentet, då störningarna sålunda ej bildade någon alltför regelbunden rytm. Från det kontakten till reläet slutits, hade Fl ingen som helst förbindelse med störningarnas insättande. Sedan 10 försök utförts med ringklocka som störande element, upprepades den förut givna instruktionen, och reläet inkopplades nu i en strömkrets, som innehöll en liten glödlampa, som gav vitt sken. Lampan täcktes av en huv av svart papp med ett hål i. Hålet var täckt med oljat papper. Lampans placering (liten vit

[8] Fp = försöksperson, Fl = försöksledare.

Före försöket kontrollerades att Fp hade normalt färgseende. Försöket utfördes i mörklagt rum.

[9] Från Elverkshåll har den upplysningen givits, att frekvensen på nätspänningen inte varierar mer än högst 2 per./sek., således mellan 49—51 per./sek. Denna variation på c:a 1 % har ingen betydelse i detta sammanhang.

cirkel) till höger om observationspunkten (större grå cirkel) framgår av bild 1. Lampan var sammanbyggd med hela apparaturen (liksom också ringklockan) och dess avstånd och läge i förhållande till reaktionsorganen var sålunda hela tiden fixerat. 10 reaktioner med ljusstörning utfördes. Tidigare instruktion upprepades, och både lampan och ringklockan inkopplades. Såväl auditiv som visuell störning fick verka under de följande 10 reaktionerna. Till slut utfördes 10 reaktioner utan valmöjlighet och på gult ljus (kontakt nr 1 och nr 2 nedfällda) och utan störningar. Varje Fp gjorde alltså inalles 60 delförsök. Försöket gavs individuellt. Gången av försöket framgår av nedanstående plan (tabell 13).

Tabell 13

Plan över försöket med reaktionstidsbestämningar i komplexa valsituationer

I Inga störn.	II Ljudstörn.	III Ljusstörn.	IV Ljud- & ljus-	V Inga störn.
Valreaktion 3 alternativ 20 försök	Valreaktion 3 alternativ 10 försök	Valreaktion 3 alternativ 10 försök	Valreaktion 3 alternativ 10 försök	Enkel reaktion 1 alternativ 10 försök

summa 60 försök

Genomförandet av hela försöket, 60 reaktioner, tog i genomsnitt 15—20 min. Inga uppehåll gjordes utom dem, som voro nödvändiga för instruktion, protokollföring och flyttning av oscillatorn vid fullbordat varv å kymografen. De upptagna kymogrammen fixerades och arkiverades för bearbetning.

Resultaten ha bearbetats från tre utgångspunkter:

1. Beräkning av medelvärde och intervariabilitet (σ) för de olika grupperna i fråga om reaktionstid, uttryckt i σ (= 1/1000 sek.)
2. Beräkning av varje Fp:s intravariabilitet (σ) i vart och ett av delförsöken[1]
3. Beräkning av antalet felaktiga reaktioner för varje Fp och delförsök.

De olika delförsöken I, II, III, IV och V ha hållits åtskilda vid bearbetningen. Redan en valsituation som denna, med tre alternativ,

[1] Som variationsmått kunde σ/M eller variationskoefficienten $V = \frac{100 \times \sigma}{M}$ (Garrett 1953, s. 58) använts, eller också kunde variansen ha uttryckts i σ^2 (Anastasi 1954, s. 95 n. 2). Eftersom σ uttrycker den absoluta variabiliteten, har detta mått föredragits här såsom bäst svarande mot begreppet individuell intravariabilitet. Variablerna äro uttryckta i samma måttsenhet, enheten ($\sigma = 1/1000$ sek.) är konstant och jämförelsen mellan intravariabiliteter uttryckta i σ är därför berättigad. »Det är sålunda fullt legitimt att jämföra den absoluta spridningen av reaktionstid vid enkel reaktion och vid valreaktion och vid valreaktion för samma försöksmaterial eller för två lika sammansatta material.» (Ekman 1952 s. 115.)

innebär möjlighet till en konfliktsituation, men instruktionen att reagera så *snabbt* som möjligt och så *rätt* som möjligt kan också tänkas verka konfliktskapande. Därför ha vi studerat felreaktionerna i förhållande till reaktionstiden för de olika grupperna.

Undersökta grupper och antal försökspersoner, som deltagit i försöket:

	(N)
Lövsta yrkesskola	68
Centrala Verkstadsskolan	68
Sundbo yrkesskola	47
Studenter	40
Lövsta skolhem	52
Folåsa skolhem	30
Uppsala Folkskolor	55
	360

Dessutom medverkade den tidigare nämnda gruppen från Gnesta (N = 20). Denna retestades med hela provet liksom 20 av Lövsta-skolans elever. Inalles ha 380 försökspersoner deltagit och utfört $60 \times 380 = 22.800$ reaktioner. Med de retestade tillkomma $40 \times 60 = 2.400$ reaktioner. För bearbetning föreligga alltså 25.200 reaktionstidsbestämningar. Gnestagruppens resultat medtages dock ej i den följande framställningen, utan har t. v. fått tjäna som förförsöksresultat.

Vi vilja nu se, om det föreligger signifikanta skillnader mellan de olika skolornas resultat med avseende på (1) medelreaktionstid och (2) intravariabilitet och studera då dessa förhållanden först beträffande de *äldre* kategorierna (15—20-åringar). Gruppernas medelreaktionstid återfinnes till vänster och medelintravariabilitet (medeltal av individuella σ) till höger i tabellen. Vi jämföra nu Lövsta och CV-skolan (tabell 14).

Alla differenser gå här i samma riktning (+, dvs Lövstagruppen har längre reaktionstid och större intravariabilitet), och alla äro signifikanta på 0,01-nivån.[2] Jämföras Lövsta- och Sundboskolorna erhålles (tabell 15).

[2] Signifikansanalysen har här och vid jämförelser i fortsättningen av olika grupper utförts enl. formeln för okorrelerade data (se t. ex. Garrett 1953 s. 213), emedan de härröra från olika grupper, som ej äro parvis matchade, eller matchade med hänsyn till M och σ. Antalet individer i grupperna växlar, ofta är det > 50, men ibland också < 50. Därför har medelfelet alltid beräknats enl. formeln för »small samples» (Garrett 1947 s. 189 och Garrett 1953 s. 190), emedan denna *alltid* ger bästa uppskattningen av medelfelet, oberoende av storleken av N (Garrett 1953 s. 190). Vi använda här t som ett mer exakt mått på förhållandet mellan differensen (D) och dess medelfel (σ_D) än CR, då grupperna ibland understiga N = 50, »t is a CR; but all CR's are not t's» (Garrett 1953 s. 223, not *). Tabeller över t-funktionen (»Student's» distribution) ha, under hänsynstagande till antalet frihetsgrader, df (degrees of freedom), utnyttjats för bestämningen av P (probabiliteten).

Tabell 14

Reaktionstider, Lövsta y/C.V.

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Lövsta yrkesskola 1946, 1949											
(N = 68)	M =	794,9	798,4	778,5	732,5	353,0	303,1	267,1	253,7	210,2	82,0
	σ =	228,0	226,0	194,0	174,0	97,0	186,0	223,0	198,0	127,0	43,0
C.V.-skolan 1949, 1950											
(N = 68)	M =	620,1	644,8	642,1	632,2	289,7	162,2	155,9	158,9	142,9	57,9
	σ =	107,0	102,0	100,0	98,0	48,0	69,0	66,0	74,0	51,0	31,0
	D =	+ 174,8	+ 153,6	+ 136,4	+ 100,3	+ 63,3	+ 140,9	+ 111,2	+ 94,8	+ 67,3	+ 24,1
df = 134	t =	5,68	5,07	5,11	4,11	4,78	5,82	3,94	3,67	4,03	3,72
df = 125	t =	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62	2,62
	P =	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Sign. nivå:		S	S	S	S	S	S	S	S	S	S

Tabell 15

Reaktionstider, Lövsta y/Sundbo y

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Lövsta yrkesskola 1946, 1949											
(N = 68)	M =	794,9	798,4	778,5	732,5	353,0	303,1	267,1	253,1	210,2	82,0
	σ =	228,0	226,0	194,0	174,0	97,0	186,0	223,0	198,0	127,0	43,0
Sundbo yrkesskola 1947											
(N = 47)	M =	660,0	654,1	662,0	648,8	283,6	203,4	166,5	184,8	157,3	55,2
	σ =	154,0	143,0	119,0	142,0	65,0	78,0	86,0	96,0	112,0	59,0
	D =	+ 134,9	+ 144,3	+ 116,5	+ 83,7	+ 69,4	+ 99,7	+ 100,5	+ 68,3	+ 52,9	+ 26,8
df = 113	t =	3,75	4,12	3,95	2,81	4,56	3,91	3,35	2,44	2,33	2,64
df = 125	t =	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,36	2,36	2,63
	P =	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01
Sign. nivå:		S	S	S	S	S	S	S	s	(s)	S

Tabell 16

Reaktionstider, Sundbo y/C.V.

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Sundbo yrkesskola 1947 (N = 47)	M =	660,0	654,1	662,0	648,8	283,6	203,4	166,5	184,8	157,3	55,2
	σ =	154,0	143,0	119,0	142,0	65,0	78,0	86,0	96,0	112,0	59,0
C.V.-skolan 1949 (N = 68)	M =	620,1	644,8	642,1	632,2	289,7	162,2	155,9	158,9	142,9	57,9
	σ =	107,0	102,0	100,0	98,0	48,0	69,0	66,0	74,0	51,0	31,0
	D =	+ 39,9	+ 9,3	+ 19,9	+ 16,6	− 6,1	+ 41,2	+ 10,6	+ 25,9	+ 14,4	− 2,7
df = 113	t =	1,53	0,38	0,93	0,69	0,54	2,89	0,70	1,59	0,82	0,28
df = 125	t =	1,66	0,68	0,68	0,68	0,68	2,62	0,68	0,68	0,68	0,68
	P =	0,10	0,50	0,50	0,50	0,50	0,01	0,50	0,50	0,50	0,50
Sign. nivå:		0	0	0	0	0	S	0	0	0	0

Alla differenser gå också här i samma riktning (+). Medelreaktionstiderna äro alla signifikanta på 0,01-nivån, 3 av medelvariabiliteterna likaså. De två återstående i delförsök III och IV äro signifikanta på 0,02-nivån resp. 0,05-nivån.

Jämföres slutligen Sundbo och CV-skolan erhålles (tabell 16).

Differenserna mellan medierna gå här i olika riktning (+ och —)[3], 9 av de 10 differenserna äro icke signifikanta. Endast en differens, den för variabiliteten i de första 20 reaktionerna, är signifikant, $P < 0{,}01$.

Resultatet visar, att Lövsta-gruppen skiljer sig signifikant från de båda andra grupperna med avseende på såväl reaktionstid som intravariabilitet. Det visar också, att praktiskt taget inga differenser föreligga (bortsett från ovannämnda undantag, intravariabilitet i delförsök I) mellan Sundbo och normalgruppen (CV-skolan).

Vi fråga oss nu, om skillnader i »intelligens» (= uppnådd poäng i AGT) kunna förklara de differenser som erhållits. Normalgruppen låg 10 T-poäng högre än de båda vanartsgrupperna. Skillnaden mellan Lövsta och CV-skolan skulle kunna förklaras genom detta, men däremot ej skillnaden mellan Lövsta och Sundbo. Vi återkomma till dessa frågor i bl. a. korrelationsstatistiska undersökningar, men vilja nedan visa en jämförelse mellan en i intellektuellt avseende ganska lågnivålokaliserad grupp, CV-skolan, med medelpoäng < 55, och en högnivålokaliserad grupp, studenter, $M > 70$, en signifikant skillnad på över 15 T-poäng. Jämförelsen ger följande resultat (tabell 17).

Differenserna gå i olika riktningar (+ och —) och ingen är signifikant på 0,05-nivån eller lägre. Tills vidare kunna vi taga fasta på, att signifikanta skillnader i intelligenspoäng mellan två grupper inte a priori behöva ge upphov till differenser i detta försök.[4]

Studentgruppen har emellertid högre medelålder än Verkstadsskolegruppen. Högre ålder brukar medföra förlängd reaktionstid, vilket i så fall motverkar ev. samband mellan hög prestation i försöket och hög intellektuell nivå. Vi återkomma därför till en diskussion om »intelligensens» inflytande utifrån andra utgångspunkter.

Lövsta-gruppen ($N = 68$) består av två sammanslagna årgångar elever, 1946 ($N = 34$) och 1949 ($N = 34$), av varandra helt oberoende, och utan någon individ gemensam. Det vore nu intressant att se, om dessa båda samplingar ur samma population (Lövsta-elever) sinsemellan uppvisa några signifikanta differenser (tabell 18).

[3] De flesta äro dock + differenser, innebärande att Sundboskolan har de längsta tiderna och den största intravariabiliteten.

[4] Sambandet kan dock vara non-lineärt, t. ex. curvi-lineärt. Vi återkomma till detta.

Tabell 17

Reaktionstider, C.V./studenter

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
C.V.-skolan 1949, 1950 (N = 68)	M =	620,1	644,8	642,1	632,2	289,7	162,2	155,9	158,9	142,9	57,9
	σ =	107,0	102,0	100,0	98,0	48,0	69,0	66,0	74,0	51,0	31,0
Studenter 1947, 1948 (N = 40)	M =	666,3	647,7	663,5	629,9	306,7	172,5	176,5	160,0	135,9	49,7
	σ =	137,0	166,0	179,0	84,0	57,0	85,0	120,0	77,0	51,0	28,0
	D =	− 46,2	− 2,9	− 21,7	+ 2,3	− 17,0	− 10,3	− 20,6	− 1,1	+ 7,0	+ 8,2
df = 106	t =	1,81	0,11	0,70	0,13	1,57	0,64	0,99	0,07	0,68	1,4
df = 100	t =	1,66	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
	P =	0,10	0,50	0,50	0,50	0,10	0,50	0,50	0,50	0,50	0,10
Sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabell 18

Reaktionstider, Lövsta y 1946/Lövsta y 1949

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Lövsta yrkesskola 1946 (N = 34)	M =	815,0	775,4	748,6	746,9	365,6	307,0	240,8	201,2	206,5	83,3
	σ =	239,0	186,0	171,0	212,0	85,0	155,0	129,0	102,0	144,0	46,0
Lövsta yrkesskola 1949 (N = 34)	M =	774,8	821,3	808,5	718,2	340,5	299,2	293,4	306,3	213,9	80,6
	σ =	215,0	257,0	211,0	148,0	104,0	213,0	286,0	251,0	104,0	40,0
	D =	+ 24,0	— 45,9	— 59,9	+ 28,7	+ 25,1	+ 7,8	— 52,6	— 105,1	— 7,4	+ 2,7
df = 66	t =	0,43	0,83	1,27	0,64	1,07	0,17	0,96	2,23	0,24	0,23
df = 70	t =	0,68	0,68	1,67	0,68	0,68	0,68	0,68	2,00	0,68	0,68
	P =	0,50	0,50	0,10	0,50	0,50	0,50	0,50	0,05	0,50	0,50
Sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	(s)	0	0

Tabell 19

Reaktionstider, Lövsta s/Uppsala folkskolor

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 52)	M =	1062,4	945,3	995,2	917,9	395,0	443,9	355,0	359,6	322,6	112,9
	σ =	346,0	289,0	308,0	242,0	108,0	299,0	244,0	263,0	178,0	72,0
Uppsala folkskolor 1948 (N = 55)	M =	831,3	740,5	744,3	770,0	348,5	292,5	240,5	244,4	271,7	83,3
	σ =	142,0	162,0	136,0	159,0	64,0	88,0	109,0	111,0	146,0	44,0
	D =	+ 231,1	+ 204,8	+ 250,9	+ 147,9	+ 46,5	+ 151,4	+ 114,5	+ 115,2	+ 50,9	+ 29,6
df = 105	t =	4,44	4,45	5,34	3,65	2,67	3,48	3,09	2,92	1,59	2,53
df = 100	t =	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	2,63	1,66	2,36
	P =	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,10	0,02
Sign. nivå:		S	S	S	S	S	S	S	S	0	s

Differenserna äro såväl + som —. En (intravariabilitet i III) når upp till 0,05-nivån, alla övriga äro icke signifikanta. Det är därför försvarligt sammanslå grupperna, så som skett.

Huvudresultatet av vår signifikansanalys blir alltså det, att Lövsta-gruppen på ett karakteristiskt sätt utskiljes från de övriga grupperna, såväl från normalgruppen som från den andra vanartsgruppen. Vi vilja nu se, om samma tendenser uppkomma, om vi gå till de yngre kategorierna. Försöksmaterialet utgöres här av färre individer. Redan av den anledningen kunna vi vänta oss, att resultaten icke skola bli fullt lika entydiga. Jämföres nu Lövsta skolhem med Uppsala folkskolor erhålla vi de resultat, som framgå av tabell 19.

Alla differenser gå åt samma håll (+), och alla skillnader mellan medelreaktionstiderna äro starkt signifikanta ($P < 0{,}01$). Tre av intravariabilitetsskillnaderna ge $P < 0{,}01$, en (V) ger $P < 0{,}02$, men en (IV) ger ingen signifikant skillnad.

Lövsta skolhem jämfört med Folåsa skolhem ger följande resultat (tabell 20).

Alla differenser gå här åt samma håll (+), innebärande att Lövsta har längre reaktionstid och större intravariabilitet, men alla äro inte signifikanta. Fyra ge $P < 0{,}01$, en $P < 0{,}02$ (IV_M) och en $P < 0{,}05$ (III_σ). Återstående fyra differenser äro icke signifikanta. En av dem (V_M) når dock nära upp till 5%-nivån.

Jämföra vi Folåsa skolhem och Uppsala folkskolor blir resultatet följande (tabell 21).

Differenserna gå här åt olika håll, men de flesta äro positiva (+). Sex äro icke signifikanta. En (I_M) är signifikant på 0,05-nivån och tre på 0,01-nivån. Någon bestämd slutsats torde därför inte kunna dragas av denna jämförelse annat än den, att lika markanta skillnader mellan Folåsa och Uppsala som mellan Lövsta skolhem och Uppsala ej synes föreligga.

Den yngre Lövsta-gruppen utgöres liksom den äldre av två olika årgångar, 1946 och 1949. Jämföras dessa erhålles (tabell 22).

Differenserna gå åt olika håll (+ och —) och inga äro signifikanta. Båda grupperna kunna anses slumpmässigt dragna ur samma population.

Resultatet av jämförelsen mellan de yngre grupperna överensstämmer med tidigare resultat såtillvida, att Lövsta och motsvarande normalgrupp fortfarande åtskiljas, men övriga jämförelser ge icke lika entydiga utslag som beträffande de äldre grupperna, men samma tendenser kunna emellertid spåras (spec. ifråga om differensernas riktning + el. —). Orsakerna till den bristande entydiga överensstämmelsen mellan å ena sidan jämförelsen mellan yrkesskoleeleverna och

Tabell 20

Reaktionstider, Lövsta s/Folåsa s

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 52)	M =	1062,4	945,3	995,2	917,9	395,0	443,9	355,0	359,6	322,6	112,9
	σ =	346,0	289,0	308,0	242,0	108,0	299,0	244,0	263,0	178,0	72,0
Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M =	883,5	885,2	929,1	818,5	338,7	308,1	246,4	267,0	197,5	77,4
	σ =	196,0	202,0	275,0	123,0	133,0	107,0	106,0	147,0	106,0	41,0
	D =	+ 178,9	+ 60,1	+ 66,1	+ 99,4	+ 56,3	+ 135,8	+ 108,5	+ 92,6	+ 125,1	+ 35,5
df = 80	t =	2,96	1,09	0,99	2,42	1,94	2,92	2,75	2,01	3,93	1,08
df = 80	t =	2,64	1,66	0,68	2,38	1,99	2,64	2,64	1,99	2,64	1,66
	P =	0,01	0,10	0,50	0,02	0,05	0,01	0,01	0,05	0,01	0,10
Sign. nivå;		S	0	0	s	0	S	S	(s)	S	0

Tabell 21

Reaktionstider, Folåsa s/Uppsala folkskolor

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M =	883,5	885,2	929,1	818,5	338,7	308,1	246,4	267,0	197,5	77,4
	σ =	196,0	202,0	275,0	123,0	133,0	107,0	106,0	147,0	106,0	41,0
Uppsala folkskolor 1948 (N = 55)	M =	831,3	740,5	744,3	770,0	348,5	292,5	240,5	244,4	271,7	83,3
	σ =	142,0	162,0	136,0	159,0	64,0	88,0	109,0	111,0	146,0	44,0
	D =	+ 52,2	+ 144,7	+ 184,8	+ 48,5	− 9,8	+ 15,6	+ 5,9	+ 22,6	− 74,2	− 5,9
df = 83	t =	2,32	3,29	3,36	1,50	0,37	0,67	0,24	0,72	2,65	0,61
df = 80	t =	2,38	2,64	2,64	1,66	0,68	0,68	0,68	0,68	2,64	0,68
	P =	0,02	0,01	0,01	0,10	0,50	0,50	0,50	0,50	0,01	0,50
Sign. nivå:		(s)	S	S	0	0	0	0	0	S	0

Tabell 22

Reaktionstider, Lövsta s 1946/Lövsta s 1949

		Medelreaktionstid					Medelintravariabilitet				
		I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Lövsta skolhem 1946 (N = 26)	M =	1092,2	918,5	1025,3	943,8	391,3	454,1	276,8	349,1	306,7	109,5
	σ =	301,0	181,0	260,0	202,0	99,0	268,0	116,0	229,0	166,0	58,0
Lövsta skolhem 1949 (N = 26)	M =	1032,7	972,0	965,1	892,0	398,9	433,6	433,1	370,0	338,5	116,2
	σ =	386,0	362,0	346,0	274,0	123,0	218,0	306,0	293,0	188,0	84,0
	D =	+ 59,5	− 53,5	+ 60,2	+ 51,8	− 7,6	+ 20,5	− 156,3	− 20,9	− 31,8	− 6,7
df = 50	t =	0,61	0,66	0,69	0,76	0,24	0,30	1,88	0,28	0,64	0,33
df = 50	t =	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	1,68	0,68	0,68	0,68
	P =	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,10	0,50	0,50	0,50
Sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

å andra sidan skoleleverna kunna förvisso vara andra, än att de senare individerna äro yngre och att grupperna äro mindre. Man skulle kunna säga att Folåsas resultat mera liknar Lövstas än vad Sundbos resultat liknar motsvarande Lövsta-grupps. Vi skola inte göra några försök att förklara detta här men vilja t. v. peka på, vad som i kapitel VI framkom, nämligen att Folåsa-eleverna ifråga om bl. a. hereditära faktorer lågo ogynnsammare till än Sundbo-eleverna.

Den fråga som nu uppställer sig är, om det finns något samband mellan intelligenspoäng eller -kvot och reaktionstid i valreaktionsprovet. Vi ha undersökt korrelationen mellan de 20 första reaktionstiderna (utan störningar) och resultatet i intelligensprovet (för de äldre AGT och för de yngre TM). De blevo:

	Testade med AGT		
(1) Lövsta yrkesskola	1949	(N = 31)	r = — 0,38
(2) Sundbo yrkesskola	1947	(N = 39)	r = — 0,03
(3) C.V.-skolan	1949	(N = 68)	r = — 0,02
(4) Studenter	1947, 1948	(N = 40)	r = — 0,15
	Testade med TM		
(5) Lövsta skolhem	1946, 1949	(N = 51)[5]	r = — 0,23
(6) Folåsa skolhem	1948	(N = 30)	r = — 0,19
(7) Uppsala folkskol., hj-klass	1948	(N = 28)	r = + 0,01

Av koefficienterna är den första (— 0,38) signifikant på 0,05-nivån. De övriga äro icke signifikanta.[6] Signifikant korrelation uppträdde således i det äldre Lövsta-klientelet men ej i de andra grupperna. Lövsta skolhem, r = — 0,23, kommer dock närmast, men för signifikans på 0,05-nivån hade fordrats att r uppgått till minst 0,27.

Skillnaden ifråga om gruppernas medelpoäng i resp. intelligenstest kan ej förklara det signifikanta sambandet för Lövstas del. Lövsta och Sundbo ligga på samma medelpoäng, men koefficienterna bli — 0,38 resp. — 0,03. Mellan Sundbo och CV-skolan är skillnaden i medelpoäng 10 T-poäng, men koefficienterna bli — 0,03, resp. — 0,02. Uppsala folkskolors hj-klass, som ligger lägst av alla grupperna ifråga om IQ, har dessutom en (ehuru icke signifikant) + -korrelation.

För att ytterligare belysa denna fråga, ha vi kluvit CV-skolans intelligenspoängfördelning. Snittet har lagts vid medelvärdet 54 T-poäng i AGT. Vi erhålla då en lågnivågrupp bestående av dem, som ej nå

[5] Koefficienterna i grupperna från 1946 och 1949 voro resp. — 0,25 och — 0,26. Lövsta yrkesskola 1946 ej testad med AGT, då detta instrument ej förelåg i färdigt skick förrän år 1947.

[6] Signifikansgrad bestämd enl. Garrett (1947) s. 299 Table 49.

till gruppens medelvärde 54 poäng, och en grupp som utgöres av dem, som uppnå 54 poäng eller däröver:

< 54 T-poäng (AGT)	$\geqq 54$ T-poäng (AGT)
(N = 43)	(N = 25)
M = 47,1	M = 63,48
σ = 5,1	σ = 5,6

Medelreaktionstiden för 20 valreaktioner utan störningar blev:

< 54 T-poäng (AGT)	$\geqq 54$ T-poäng (AGT)
M = 623	M = 617
σ = 121	σ = 57

Nivåskillnaden mellan dessa två grupper är i AGT starkt signifikant, D = 16,38, t = 11,9, $P < 0{,}01$. Skillnaden i reaktionstid däremot icke signifikant, D = 6, t = 0,27, $P > 0{,}50$.

Intelligensnivån i och för sig, i grupper av »normala», synes sålunda inte kunna vara orsak till skillnader i reaktionstid mellan Lövsta och de andra skolorna, varför någon annan orsak måste finnas.

Vi undersöka nu sambandet mellan intelligenspoäng och medelreaktionstid i de båda genom klyvningen uppkomna grupperna. Korrelationskoefficienterna blevo:

< 54 T-poäng	$\geqq 54$ T-poäng
r = — 0,03	r = — 0,20

Ingen av koefficienterna är signifikant på 0,05-nivån eller därunder. Nivån kan således ej heller vara orsak till det negativa sambandet mellan I-poäng och reaktionstid för den äldre Lövsta-gruppen (r = — 0,38), då CV-skolegruppen < 54 hade r = — 0,03 och den på 54 el. högre poäng hade r = — 0,20, varför någon annan orsak också här måste finnas.[7]

Vi lämna detta spörsmål tills vidare, men taga upp det på nytt i ett senare kapitel.

Vi övergå så till den tredje angreppspunkten vi uppställt för behandlingen av resultaten av detta experiment, beräkning av antalet felreaktioner (tabell 23).

Delförsök V, enkel reaktion, är ej upptaget här, då möjlighet till felaktig reaktion (end. 1 alternativ) givetvis saknas. Mellan Lövsta och normalgruppen äro skillnaderna starkt signifikanta i delförsök

[7] Jfr r = — 0,20 med studentgruppens r = — 0,15.

Tabell 23

Felreaktioner, Lövsta y/C.V.

		I	II	III	IV	I–IV
Lövsta yrkesskola						
(N = 68)	M =	2,20	0,76	0,78	0,66	4,40
	σ =	1,85	1,02	1,05	1,18	4,05
C.V.-skolan						
(N = 68)	M =	0,93	0,40	0,32	0,27	1,92
	σ =	1,26	0,77	0,55	0,55	0,70
	D =	+ 1,27	+ 0,36	+ 0,46	+ 0,39	+ 2,48
df = 134	t =	4,64	2,32	3,17	2,47	4,96
df = 125	t =	2,62	2,36	2,62	2,36	2,62
	P =	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01
sign. nivå:		S	(s)	S	s	S

Tabell 24

Felreaktioner, Lövsta y/Sundbo y

		I	II	III	IV	I–IV
Lövsta yrkesskola						
(N = 68)	M =	2,20	0,76	0,78	0,66	4,40
	σ =	1,85	1,02	1,05	1,18	4,05
Sundbo yrkesskola						
(N = 47)	M =	2,40	0,68	0,91	0,47	4,46
	σ =	2,12	0,84	0,94	0,77	3,44
	D =	— 0,20	+ 0,08	— 0,13	+ 0,19	— 0,06
df = 113	t =	0,16	0,43	0,70	1,04	0,14
df = 125	t =	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
	P =	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50
sign. nivå:		0	0	0	0	0

I och III samt i I—IV. II och IV ge signifikans på 0,05-nivån resp. 0,02-nivån (II nära 0,02-nivån). Lövsta y/Sundbo y ger ingen signifikant differens (tabell 24).

Sundbo/CV-skolan ger signifikans i I, III och I—IV (tabell 25).

Signifikansanalysen av felreaktionerna visar icke lika entydiga resultat som analyserna av reaktionstid och intravariabilitet i motsvarande grupper. Endast jämförelsen mellan vanartsgrupperna gav såväl + som — differens. Mellan normalgruppen och endera vanartsgruppen gingo differenserna alltid åt samma håll, och i riktning mot färre felreaktioner i normalgruppen.

Jämförelsen Lövsta y/CV gav signifikanta differenser mellan medeltalet felreaktioner, därav två starkt signifikanta. Lövsta y/Sundbo y gav inga signifikanta differenser, och slutligen Sundbo y/CV två signifikanta differenser, båda starka. (I försök II tenderar signifikansgraden mot 5 %-nivån, men når inte upp till denna.) Benägenheten för felreaktioner är sålunda karakteristisk för båda vanartsgrupperna. Vid jämförelser mellan medeltalet felreaktioner i de fyra första delförsöken (I—IV) är utslaget alldeles entydigt. Av de 50 reaktionerna ha Lövsta y och Sundbo y gjort nära identiskt lika många fel i medeltal. Båda ungdomsvårdsskolornas prestationer äro således starkt

Tabell 25

Felreaktioner, Sundbo y/C.V.

		I	II	III	IV	I–IV
Sundbo yrkesskola						
(N = 47)	M =	2,40	0,68	0,91	0,47	4,46
	σ =	2,12	0,84	0,94	0,77	3,44
C.V.-skolan						
(N = 68)	M =	0,93	0,40	0,32	0,27	1,92
	σ =	1,26	0,77	0,55	0,55	0,70
	D =	+ 1,14	+ 0,28	+ 0,59	+ 0,20	+ 2,60
df = 113	t =	3,26	1,80	3,81	1,29	5,06
df = 125	t =	2,62	1,98	2,62	1,66	2,62
	P =	0,01	0,05	0,01	0,10	0,01
sign. nivå:		S	0	S	0	S

signifikant avvikande från normalgruppens ifråga om medeltalet felreaktioner i hela testet. Vi vilja nu se, hur jämförelserna av frekvensen felreaktioner utfalla i de yngre elevgrupperna (tabell 26).

Av tabellen framgår att Lövsta-gruppen utskiljes signifikant från de båda andra grupperna i alla variabler utom en (IV), där jämförelsen Lövsta/normalgruppen ger icke signifikant skillnad. Mellan Folåsa och normalgruppen äro inga skillnader signifikanta. Resultatet av jämförelsen mellan de yngre eleverna stöder sålunda icke de föregående resultaten, där båda vanartsgrupperna oftast utskiljes från normalgruppen.

Vi vilja till sist undersöka, vilken inverkan störningarna (ringande klocka, blinkande ljus) haft på prestationen. I fig. 4 och fig. 5 visas detta. Medels stapeldiagram är i fig. 4 angivet medelreaktionstid för vart och ett av delförsöken (I t. o. m. V), i I och V inga störningar,

Tabell 26

Felreaktioner, Lövsta s/Folåsa s/Uppsala folkskolor

		I	II	III	IV	I–IV
I Lövsta skolhem						
(N = 52)		M = 3,44	1,19	1,37	0,83	6,83
		o = 3,07	1,35	1,60	1,23	5,55
II Folåsa skolhem						
(N = 30)		M = 1,40	0,60	0,57	0,27	2,83
		o = 1,21	0,76	1,23	0,57	3,66
III Uppsala folkskolor						
(N = 55)		M = 1,09	0,40	0,40	0,56	2,45
		o = 1,18	0,75	0,62	0,89	2,05
I/II	df = 80	t = 4,25	3,14	2,75	2,80	3,88
	df = 80	P<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
		S	S	S	S	S
I/III	df = 105	t = 5,13	3,52	3,96	1,35	5,27
	df = 100	P<0,01	<0,01	<0,01	>0,05	<0,01
		S	S	S	0	S
II/III	df = 83	t = 1,06	1,15	0,71	1,61	0,52
	df = 80	P>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05
		0	0	0	0	0

i II ljudstörning, i III ljusstörning och i IV blandad ljud- och ljusstörning. Fig. 5 visar medelintravariabiliteten för de tre grupperna. Lövsta-gruppens resultat (fig. 4) visar en tendens till kortare reaktionstider, allt eftersom försöket fortskrider, m. a. o. en viss övningseffekt.[8] Differensen mellan I och IV är signifikant, $t = 3{,}12$, $P < 0{,}01$. För de båda andra grupperna kan någon sådan ej iakttagas. Störningarna få tänkas verka i motsatt riktning och därmed kompensera ev. övningsinflytelser. Intravariabiliteten (fig. 5) visar för Lövsta tendens till minskad individuell spridning allt eftersom försöket fortskrider.[9] Differensen mellan I och IV är i Lövsta-gruppen signifikant, $t = 4{,}17$, $P < 0{,}01$. Detta framträder ej för de båda andra grupperna. Resultatet kan givetvis också tolkas så, att de sistnämnda grupperna, ifråga

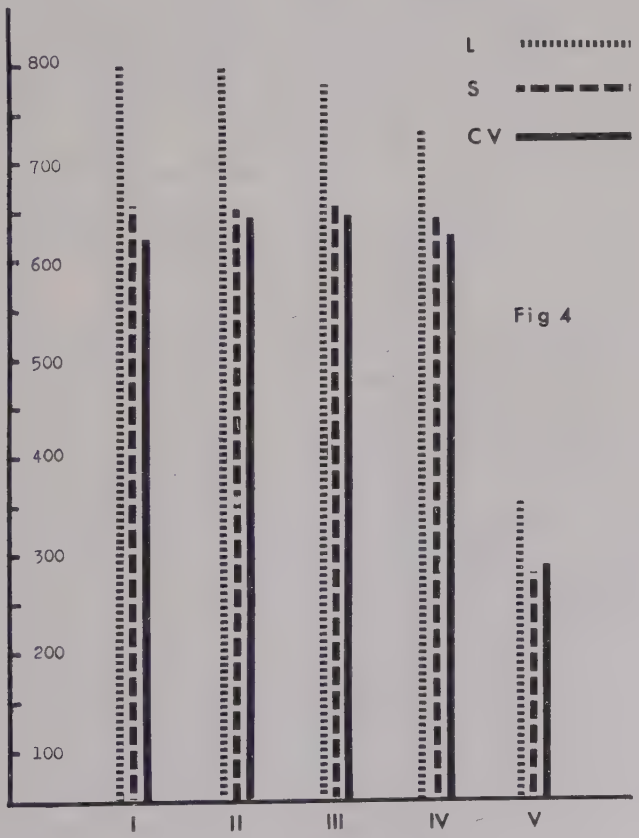


Fig. 4. Reaktionstider, Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

[8] Medelfelet på differensen mellan medierna enl. formeln för korrelerade medier (t. ex. Garrett 1947 s. 209 formel 33).

[9] Se föregående not.

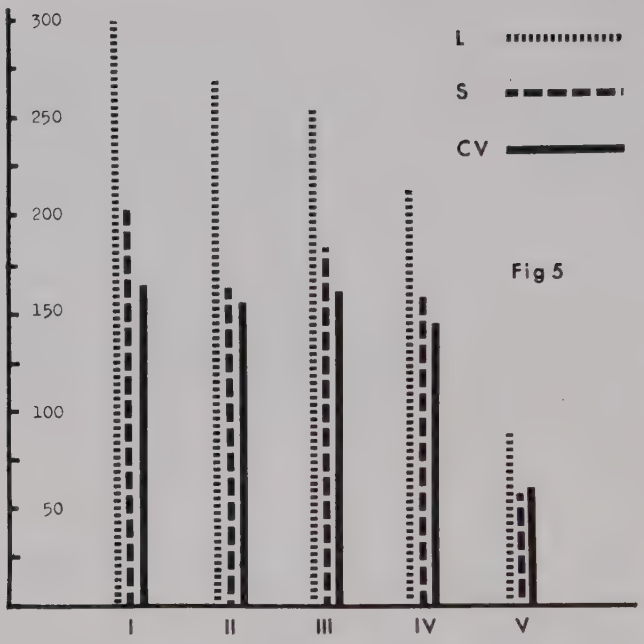


Fig. 5. Intravariabilitet Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

om såväl reaktionstid som intravariabilitet, från början utfört fysiologiskt maximala prestationer (kort tid, stor jämnhet), och att dessa sedan ej påverkats i positiv riktning på grund av övning, eller i negativ riktning på grund av de insatta störningarna.

För att rätt komma underfund med störningarnas inverkan hade det krävts, att försök utan störningar utförts på kontrollgrupper, men avsikten var ej att undersöka inverkan av dessa störande faktorer, utan endast att åstadkomma ett experiment, i vilket de olika grupperna kunde tänkas bliva åtskilda.

Sammanfattas resultatet av detta försök kan det fastslås:

att signifikanta skillnader förelågo mellan å ena sidan Lövsta yrkesskola och å andra sidan Sundbo yrkesskola och CV-skolan ifråga om reaktionstid och intravariabilitet i samtliga delförsök;

att mellan Sundbo och normalgruppen inga signifikanta differenser förelågo, undantagandes intravariabiliteten i ett av delförsöken;

att skillnader i intelligensnivå mellan grupperna inte ensamt kunna ha varit orsak till differenserna i reaktionstid och intravariabilitet;

att grupper från samma population men från olika år uppvisat inbördes likvärdiga resultat;

att samma tendenser, som framkommit vid jämförelsen mellan yrkesskolegruppernas resultat, också framkommo vid jämförelsen mellan skolhemsgruppernas, ehuru icke lika entydigt;

att inslaget av felreaktioner mellan å ena sidan vanartsgrupperna och å andra sidan normalgrupperna gav signifikanta skillnader, ehuru Lövsta-grupperna genomgående hade något större antal sådana reaktioner. Båda de äldre vanartsgrupperna hade signifikant större inslag av felreaktioner än motsvarande normalgrupp. Detta gällde däremot icke vid jämförelsen mellan de yngre eleverna, där Lövsta-gruppens elever intogo en särställning med avseende på inslaget felreaktioner;

att störningarna haft ringa inverkan på prestationen (bortsett från ev. kompensation av övningsinflytelser); samt

att H (3) icke verifierats, men däremot H (4). Även H (5) har konfirmerats.

3. TAKISTOSKOPFÖRSÖK

Med hjälp av ett specialkonstruerat takistoskop exponerades ett material bestående av punktkombinationer, geometriska figurer, ord och meningar (se bild 2, s. 204, t. v. å bilden).

I en ljustät låda, formad som en fyrsidig stympad pyramid, var en 15 wattslampa monterad innanför den mindre, mot basen vettande kortsidan. Lampan matades med ström från belysningsnätet via en precisionskorttidsströmbrytare, som kunde inställas på varierande brytartider, från 1/40 (0,025) sekund t. o. m. 2 sek. Strömmen slöts genom en på takistoskopets fot placerad kontakt och bröts av ovannämnda korttidsströmbrytare, efter det den på förhand inställda exponeringstiden utlupit. Den större kortsidan på lådan (pyramidens bas) var öppen, men försedd med falser, i vilka en rörlig slid löpte. I sliden kunde insättas glasplattor täckta med fernissat halvgenomskinligt papper, på vilka exponeringsmaterialet uppritats med tusch. Vid försökets utförande rådde alltid svag belysning i rummet för att figurerna skulle framträda tydligare vid exponeringen. Genom förförsök utexperimenterades exponeringstiderna så, att de kunde väntas ge approximativt 75 % rätta lösningar i medeltal för hela provet. Exponeringsmaterialet indelades i IX serier med 6 plattor i varje serie. Inalles exponerades således 54 plattor för varje försöksperson. Försöket var anordnat som individualförsök.

I tre av serierna (serie II, III och VIII) redovisades det uppfattade medels recognition, i övriga sex medels verbal reproduktion. Materialet exponerades enligt nedanstående tablå:

Serie I

punkter i linje

a) Antal punkter 5
b) » » 4
c) » » 6
d) » » 7
e) » » 9
f) » » 8
exponeringstid 0,2 sek.

Serie II

geometriska figurer[1]

a) fig. 1
b) » 2
c) » 3
d) » 4
e) » 5
f) » 6
exponeringstid 0,025 sek.

Serie III

Geometriska figurer

a) fig. 1
b) » 2
c) » 3
d) » 4
e) » 5
f) » 6
exponeringstid 0,025 sek.

Serie IV

Tvåstaviga ord med mening (vanliga) och med tills. 46 bokstäver

a) tidning
b) baddräkt
c) skåpdörr
d) ridhäst
e) lyftkran
f) brandbil
exponeringstid 0,025 sek.

Serie V

Tvåstaviga ord med mening (ovanliga) och med tills. 46 bokstäver

a) kamtand
b) bokkvist
c) svampspor
d) glaskran
e) krambod
f) skottåg
exponeringstid 0,025 sek.

Serie VI

Satser

a) En häst går på vägen
b) En flygare har störtat i havet
c) En bok ligger på bordet
d) Då märker man snart en fara
e) Så som saken nu ligger till
f) Man finner det vara en god idé
exponeringstid 0,4 sek.[2]

---

[1] Figurerna voro av växande komplexitetsgrad och utförda efter förebild av Meyers (1928) Part II, s. 8 Group I och s. 9 Group IV för resp. serie II och serie III.

[2] I Serie VI likasom i Serie VII skedde förnyad exponering om materialet ej rätt reproducerats efter den första exponeringen osv intill högst 5 visningar. Hade det då ej återgivits felfritt, skedde ingen ytterligare exponering. Poängberäkningen gjordes på följande sätt i Serie VI och VII:

Rätt återgivet efter 1:sta exponering = 5 poäng
» » » 2:dra » = 4 »
» » » 3:dje » = 3 »
» » » 4:de » = 2 »
» » » 5:te » = 1 »

I övriga serier har 1 poäng givits för varje rätt deluppgift (a, b, c osv).

Serie VII
Ord som ej bilda satser

a) Där sak såg
b) Var så sju lik
c) Har låg säd ved
d) Sex bara flyg där
e) Bed pol gård bad
f) Kli rak hus bord ko
exponeringstid 0,4 sek.

Serie VIII
Punkter i grupper, recognition

a) grupp n:r 5
b) » » 3
c) » » 6
d) » » 2
e) » » 4
f) » » 1
exponeringstid 0,025 sek.

Serie IX
Punkter i grupper, reproduktion

a) antal 14
b) » 3
c) » 6
d) » 5
e) » 8
f) » 7
exponeringstid 0,2 sek.

I försöket ha följande grupper deltagit:

	(N)
Lövsta yrkesskola	67
Centrala Verkstadsskolan	68
Sundbo Yrkesskola	44
Studenter	43
Lövsta skolhem	52
Folåsa skolhem	30
Uppsala folkskolor	55
	359

Dessutom har Gnesta-gruppen (N = 20) deltagit i försöket. Inalles ha 379 fp-er medverkat i $6 \times 9 = 54$ delförsök och 20 466 delförsök föreligga för bearbetning.

Med den förut angivna poängberäkningsprincipen blir resultatet av en jämförelse mellan grupperna Lövsta/CV-skolan följande (tabell 27):[3]

Differenserna gå i riktning mot högre poängtal för normalgruppen, men ingen av differenserna är signifikant på 0,05-nivån eller därunder. Lövsta/Sundbo (tabell 28).

[3] Längst till vänster i tabellen har totalpoängen införts, till höger försöksserierna I—V, VI—VII och VIII—IX sammanslagna, emedan en separat utförd analys av varje enskild uppgift ej gav differenser mellan klientelen beträffande olika slag av uppgifter. Uppdelningen har skett med hänsyn till att VI—VII borde hållas isär från övriga, därför att poängberäkningen där varit en annan och med hänsyn till att I—V gavs i början och VIII—IX i slutet av sessionen.

Tabell 27

Takistoskopförsök, Lövsta y/C.V.

	Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Lövsta yrkesskola 1946,				
1949 (N = 67)	M = 59,20	16,90	33,10	9,30
	σ = 12,77	4,46	9,22	1,92
C.V.-skolan				
(N = 58)	M = 62,90	18,10	35,00	9,80
	σ = 11,83	4,36	8,72	1,99
	D = — 3,70	— 1,20	— 1,90	— 0,50
df = 123	t = 1,67	1,57	1,22	1,47
df = 125	t = 1,66	1,66	1,66	1,66
	P = 0,10	0,10	0,10	0,10
sign. nivå:	0	0	0	0

Tabell 28

Takistoskopförsök, Lövsta y/Sundbo y

	Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Lövsta yrkesskola 1946,				
1949 (N = 67)	M = 59,20	16,90	33,10	9,30
	σ = 12,77	4,46	9,22	1,92
Sundbo yrkesskola				
(N = 44)	M = 61,70	16,50	35,30	9,90
	σ = 9,54	6,16	9,54	1,55
	D = — 2,50	+ 0,40	— 2,20	— 0,60
df = 109	t = 1,17	0,37	1,19	1,79
df = 100	t = 1,66	0,68	1,66	1,66
	P = 0,10	0,50	0,10	0,10
sign. nivå:	0	0	0	0

Tabell 29

Takistoskopförsök, Sundbo y/C.V.

		Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Sundbo yrkesskola					
(N = 44)	M =	61,70	16,50	35,30	9,90
	σ =	9,54	6,16	9,54	1,55
C.V.-skolan					
(N = 68)	M =	62,90	18,10	35,00	9,80
	σ =	11,83	4,36	8,72	1,99
	D =	— 0,12	— 1,60	+ 0,30	+ 0,10
df = 110	t =	0,06	1,46	0,17	0,31
df = 100	t =	0,68	1,66	0,68	0,68
	P =	0,50	0,10	0,50	0,50
sign. nivå:		0	0	0	0

Tabell 30

Takistoskopförsök, Lövsta s/Folåsa s

		Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Lövsta skolhem 1946,					
1949 (N = 52)	M =	33,40	11,80	14,90	6,80
	σ =	9,50	12,80	17,00	6,90
Folåsa skolhem 1948					
(N = 30)	M =	41,50	13,27	20,20	8,07
	σ =	11,31	4,36	10,63	2,24
	D =	— 8,10	— 1,47	— 5,30	— 1,27
df = 54	t =	3,25	0,75	2,15	1,21
df = 50	t =	2,68	2,68	2,01	1,68
	P =	0,01	0,50	0,05	0,10
sign. nivå:		S	0	(s)	0

Differenserna gå här i olika riktning, och ingen är signifikant på 0,05-nivån el. därunder. Sundbo/CV-skolan ger ej heller signifikanta differenser (tabell 29).

Gå vi till de yngre grupperna erhålles för Lövsta skolhem/Folåsa skolhem (tabell 30).

Lövsta har genomgående numeriskt lägre poängtal. Differensen i totalpoäng är starkt signifikant, ($P < 0{,}01$). En av de övriga (VI—VII) är signifikant på 0,05-nivån, de två återstående däremot icke signifikanta.

Lövsta skolhem/Uppsala folkskolor ger (tabell 31).

För totalpoängen blir differensen starkt signifikant, VI—VII är signifikant på 0,02-nivån och VIII—IX på 0,05-nivån. Differenserna gå alla i samma riktning och innebära att normalgruppen har uppfattat mer av det exponerade materialet.

Jämföres Uppsala folkskolor/Folåsa skolhem erhålles (tabell 32).

Normalgruppen har uppfattat mer av materialet, dvs har numeriskt högre poäng, men i totalpoäng blir det ingen signifikant skillnad. I delförsök VIII—IX når signifikansen ej upp till 0,05-nivån, I—V och VI—VII ger ingen signifikant skillnad.

Vi äro även ifråga om detta försök intresserade av om skillnader förefinnas mellan grupper elever från olika år, men tillhörande samma skola, och jämföra då två grupper från Lövsta yrkesskola, 1946 och 1949 (tabell 33).

Differenserna gå åt olika håll (+ och —). I totalpoäng blir det ingen signifikant skillnad, men i två av delförsöken ligger signifikansen på 0,05-nivån. Det tredje, VI—VII, ger ingen signifikant skillnad.

Jämföras två grupper från Lövsta skolhem, 1946 och 1949, gives icke några signifikanta differenser, varken i totalpoängen eller i delförsöken (tabell 34).

De jämförelser vi gjort mellan de använda gruppernas prestationer i takistoskopförsöken giva långt ifrån entydiga resultat. För de gruppers del (15 –20-åringar), som vi primärt intresserat oss för, uppträdde överhuvudtaget inga signifikanta differenser, men de skillnader som förekommo, gingo i riktning fallande prestationer för resp. CV-skolan, Sundbo, Lövsta.

Jämförelsen mellan de yngre eleverna gav signifikanta skillnader mellan vanartsgrupperna ifråga om totalpoäng, och i ett par av delförsöken (VI—VII, $P < 0{,}05$) inga sådana mellan normalgruppen och Folåsa, men väl mellan Lövsta och normalgruppen. De yngres resultat stöder sålunda inte de äldres.

I varje fall kan det sägas, att de uppmärksamhetsfaktorer, som få tänkas tagas i anspråk vid ett takistoskopförsök av det slag vi här

Tabell 31

Takistoskopförsök, Lövsta s/Uppsala folkskolor

	Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 52)	M = 33,40	11,80	14,90	6,80
	σ = 9,50	12,80	17,00	6,90
Uppsala folkskolor 1948 (N = 55)	M = 45,31	14,80	21,60	8,95
	σ = 14,07	3,30	8,25	1,73
	D = 11,91	— 3,00	— 6,70	— 2,15
df = 105	t = 5,18	1,63	2,55	2,17
df = 100	t = 2,63	1,66	2,36	1,98
	P = 0,01	0,10	0,02	0,05
sign. nivå:	S	0	s	(s)

Tabell 32

Takistoskopförsök, Folåsa s/Uppsala folkskolor

	Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Uppsala folkskolor 1948 (N = 55)	M = 45,31	14,80	21,60	8,95
	σ = 14,07	3,30	8,25	1,73
Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M = 41,50	13,27	20,20	8,07
	σ = 11,31	4,36	10,63	2,24
	D = + 3,81	+ 1,53	+ 1,40	+ 0,88
df = 83	t = 1,34	1,59	0,61	1,84
df = 80	t = 1,66	1,66	0,68	1,99
	P = 0,10	0,10	0,50	0,05
sign. nivå:	0	0	0	0

Tabell 33

Takistoskopförsök, Lövsta y 1946/Lövsta y 1949

	Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Lövsta yrkesskola 1946				
(N = 34)	M = 59,30	15,90	34,70	8,76
	σ = 14,77	4,47	7,48	1,80
Lövsta yrkesskola 1949				
(N = 33)	M = 59,10	17,90	31,40	9,84
	σ = 12,57	2,83	9,30	2,05
	D = + 0,20	— 2,00	+ 3,30	— 1,08
df = 65	t = 0,06	2,13	1,57	2,26
df = 60	t = 0,68	2,00	1,67	2,39
	P = 0,50	0,05	0,10	0,02
sign. nivå:	0	(s)	0	(s)

Tabell 34

Takistoskopförsök, Lövsta s 1946/Lövsta s 1949

	Totalpoäng	I–V	VI–VII	VIII–IX
Lövsta skolhem 1949				
(N = 26)	M = 31,40	11,90	12,80	6,70
	σ = 16,52	4,60	11,00	1,76
Lövsta skolhem 1946				
(N = 26)	M = 35,50	11,50	17,00	7,00
	σ = 14,49	2,45	11,83	1,73
	D = — 4,10	+ 0,40	— 4,20	— 0,30
df = 50	t = 0,93	0,38	1,30	0,12
df = 50	t = 0,68	0,68	0,68	0,68
	P = 0,50	0,50	0,50	0,50
sign. nivå:	0	0	0	0

anordnat, inte på ett markant sätt skilja de olika grupperna åt. Men motsatsen har heller inte inträffat, att de skillnader, som uppkommit, kunna tillskrivas slumpens verkningar.

Jämförelsen mellan de yngre grupperna har i detta fall delvis talat emot resultaten av jämförelsen mellan de äldre, och därmed tvingat oss till att moderera slutsatserna. Så som försöket anordnats, är det sannolikt, att faktorer, som verka företrädesvis vid momentana uppmärksamhetsprocesser, äro de utslagsgivande. Något om uppmärksamhetsprocesserna, när de tagas i anspråk under längre tidpunkt, utsäga inte resultaten. Vi återkomma i ett senare avsnitt till försök, som belysa sådana förhållanden.

Låt oss nu se, om intelligensnivån har någon avgörande betydelse för prestationen i takistoskopförsöket.

Om vi jämföra två normalgrupper, studenter och verkstadsskoleelever, med signifikant olika poängtal i intelligenstestet, erhållas de resultat, som framgå av tabell 35.

Totalpoängen ger signifikant skillnad, likaså delförsöken, starkast VI—VII (satser, och ord, som ej bilda satser) och svagast i VIII—IX (punkter i grupper).

Jämföres normalklasser och hjälpklasser från Uppsala folkskolor blir totalpoängskillnaden också starkt signifikant, likaså delförsök

Tabell 35

Takistoskopförsök, Studenter/C.V.

	Totalpoäng	I—V	VI—VII	VIII—IX
Studenter 1947—1948				
(N = 43)	M = 75,70	22,00	43,10	10,60
	σ = 5,29	3,74	7,00	1,41
C.V.-skolan 1949				
(N = 68)	M = 62,90	18,10	35,00	9,80
	σ = 11,83	4,36	8,72	1,99
	D = + 12,80	+ 3,90	+ 8,10	+ 0,80
df = 109	t = 7,70	4,96	5,34	2,46
df = 100	t = 2,63	2,63	2,63	2,36
	P = 0,01	0,01	0,01	0,02
sign. nivå:	S	S	S	s

VI—VII. I—V ger P = 0,02 (eller nära 0,02) och VIII—IX P < 0,50 (tabell 36).

Totalprestationen visar sig alltså öka med högre intelligensnivå.

Korreleras totalpoängen i detta försök med intelligenspoäng eller -kvot, erhålles nedanstående koefficienter:

Lövsta yrkesskola	r = + 0,45 ± 0,16	(1)	(N = 25)[4]
Sundbo yrkesskola	r = + 0,58 ± 0,12	(2)	(N = 33)
CV-skolan	r = + 0,34 ± 0,12	(3)	(N = 68)
Studenter	r = + 0,15 ± 0,15	(4)	(N = 43)
Folåsa	r = + 0,48 ± 0,14	(5)	(N = 30)
Uppsala folksk. hj-kl.	r = + 0,03 ± 0,20	(6)	(N = 27)

Av koefficienterna äro (1), (2), (3) och (5) signifikanta på 0,05-nivån eller lägre. Intressant är att notera, att de båda icke signifikanta sambanden förekomma i den grupp, som ligger på den högsta medelintelligenspoängen av alla, studentgruppen, och i den som ligger lägst av alla, hjälpklassgruppen. Variationer i intelligenspoäng eller -kvot inom den räjong, som den högsta och lägsta gruppen omfattar, ha tydligen ringa inverkan på prestationen i försöket.

Tabell 36

Takistoskopförsök, Uppsala folkskolor n/hj

	Totalpoäng	I—V	VI—VII	VIII—IX
Uppsala folkskolor normalklass (N = 28)	M = 52,30	16,20	26,70	9,30
	σ = 12,96	5,20	7,00	2,00
Uppsala folkskolor hjälpklass (N = 27)	M = 38,00	13,10	16,20	8,55
	σ = 10,34	4,24	7,81	1,52
	D = + 14,30	+ 3,10	+ 10,50	+ 0,75
df = 53	t = 4,46	2,38	5,12	1,54
df = 50	t = 2,68	2,40	2,68	0,68
	P = 0,01	0,02	0,01	0,50
sign. nivå:	S	s	S	0

[4] AGT var ej utgivet 1946, r hänför sig till Lövsta y 1949, där 25 elever genomgått såväl AGT som Takistoskopförsöket.

Sammanfattas resultaten av takistoskopförsöket visar det sig:

att de prestationsnivåer, sammanhängande med förmågan till momentan uppmärksamhet, som de olika grupperna uppnått, ej entydigt differentiera grupperna emellan, men;

att de differenser, som uppkommit, ej kunna anses slumpbetingade;

att grupper, som uppnådde högre intelligenspoäng eller -kvot, också uppnådde högre totalpoäng i takistoskopförsöket och vice versa;

att signifikanta samband uppkommo mellan prestationen i försöket och uppnådd intelligenspoäng eller -kvot, utom i den, i intelligenshänseende högst och lägst lokaliserade gruppen;

att H (6) icke verifierats, ehuru några tendenser i enlighet med hypotesen uppkommit hos de yngre grupperna;

att försöket har ringa värde som differentieringsinstrument för de syften vi här andragit. De differenser, som erhållits, äro snarare att tillskriva olikheter i intellektuellt hänseende än ev. olikheter ifråga om graden av psykisk abnormitet. När man angivit bl. a. uppmärksamhetsstörningar som kännetecknande de s. k. psykopaterna (se kap. III), kan det sägas, att i varje fall ha de uppmärksamhetsfunktioner, som få tänkas tagas i anspråk i ett på detta sätt arrangerat takistoskopförsök, icke givit något definitivt utslag i denna riktning.

4. CONFIDENCE

Ett mindre försök, avsett att undersöka en persons subjektiva känsla av säkerhet eller osäkerhet vid angivna omdömen, gjordes i anslutning till takistoskopförsöket.

I försöksserie I och IX, punkter i linje resp. punkter i grupper, där det gällde att rapportera rätta antalet punkter, fingo fp:erna efter varje exponering och avgivet omdöme säga, om de voro säkra eller osäkra på resultatet. Metodiskt var försöket upplagt i anslutning till den teknik, som utvecklats av Öbrink.[5] Den innebar, att de uppgifter som bjödos, gjordes subjektivt (= relativt fp) lika svåra genom att man bestämde 75 %-tröskeln för rätta/felaktiga svar. Den oegentlighet som ligger i, att en uppgift för en fp är lätt och får honom att känna sig säker beträffande svaret, och för en annan fp svår och får honom att känna sig osäker, är därigenom eliminerad. Alla tänkbara relationer mellan rätta och felaktiga, säkra (confidenta) och osäkra (inconfidenta) omdömen, låta sig då studeras.[6] Öbrink an-

[5] Öbrink (1948).

[6] Ibid. s. 120.

vände en stor uppsättning test, avseende vitt skilda funktioner. Här ha vi blott använt oss av uppfattning av punkter (i linjer och i grupper) vid takistoskopförsök. Alla anspråk på generalitet få därför uteslutas. Försöket gavs individuellt.

Vi ha inte heller kunnat bestämma 75 % — tröskeln för varje fp individuellt, så som försöket utförts, men vi vilja se, om totala procenttalen rätt i grupperna äro av samma inbördes storleksordning, och om så visar sig vara fallet, undersöka om gruppjämförelser kunna anställas.[7]

Antalet rätta omdömen i försöksserie I och IX var för Lövsta 59,1 %, Sundbo 64,2 % och CV-skolan 66,3 %. Vi undersöka nu, om signifikanta skillnader finnas mellan dessa procenttal.

Lövsta/Sundbo	D = 5,1 %;	t = 0,46;	P = > 0,50	(df = 76)
Lövsta/CV-skol.	D = 7,2 %;	t = 0,71;	P = < 0,50	(df = 100)
Sundbo/CV-skol.	D = 2,1 %;	t = 0,23;	P = > 0,50	(df = 110)

Ingen av differenserna är signifikant. Vi kunna därför anse, att uppgifterna varit av approximativt samma svårighetsgrad (= ge approximativt lika lösningsfrekvenser) för alla tre grupperna och kunna därför göra gruppjämförelser betr. omdömena »säker» och »osäker». Vi presentera resultaten i fyrfältstabeller, som visa sambandet mellan rätta och felaktiga svar (+ el. —) å ena sidan och säkra (S) och osäkra (O) omdömen å den andra. För jämförbarhets skull äro talen i fyrfältstabellerna omräknade till procenttal, enär N-värdena äro olika stora i grupperna.

Lövsta 1946 (N = 34)

	S	O	
+	49,0 %	10,1 %	59,1 %
—	14,2 %	26,7 %	40,9 %
	63,2 %	36,8 %	

Sundbo 1947 (N = 44)

	S	O	
+	52,5 %	11,7 %	64,2 %
-	17,0 %	18,8 %	35,8 %
	69,5 %	30,5 %	

C.V.-skolan (N = 68)

	S	O	
+	51,2 %	15,1 %	66,3 %
—	10,3 %	23,4 %	33,7 %
	61,5 %	38,5 %	

[7] I föregående avsnitt visades, att inga signifikanta differenser förelågo i totalpoäng mellan Lövsta, Sundbo och CV-skolan i hela takistoskopförsöket, men omdömen »säker» — »osäker» gåvos blott för I och IX.

Resultat från en studentgrupp föreligga även:

Studenter, Uppsala (N = 43)

	S	O	
+	52,1 %	18,2 %	70,3 %
—	7,6 %	21,9 %	29,5 %
	59,7 %	40,1 %	

Hos Öbrink visade det sig, att det spelade liten roll, om man som mått på »säkerheten» (confidence) använde antalet rätta säkra svar, antalet felaktiga säkra svar, eller totala antalet säkra svar.[8] Använda vi det förstnämnda måttet, rätta säkra svar, erhålles för de tre skolorna 49,0 %, 52,5 % och 51,2 % och för studenterna 52,1 %. Procenttalen äro som synes nästan identiska för de tre skolorna och likaså för studentgruppen. Någon skillnad i »säkerhet» så som den här bestämts kan således inte spåras. Öbrink har beräknat sambandet mellan säkra/osäkra svar och rätta/felaktiga svar med hjälp av Yules koefficient.[9] Göres motsvarande beräkning i vårt material, erhålles följande Yulekoefficienter (Q):[1]

Lövsta Q = 0,80	C.V.-skolan Q = 0,77
Sundbo Q = 0,66	Studenter Q = 0,78

Koefficienternas storleksordning anger, att det föreligger ett positivt samband mellan rätta svar och omdömet »säker». Största differensen är mellan Lövsta (Q = 0,80) och Sundbo (Q = 0,66). Vi undersöka då om denna differens är signifikant.[2] $D = 0{,}14$; $\sigma_{D_Q} = 0{,}51$; $t = 0{,}25$; $P > 0{,}50$.

När ej den största differensen mellan Q-värdena (0,14) är signifikant, är det osannolikt, att de båda andra (0,03 och 0,11) skola vara det, varför vi ej undersöka detta.

Resultatet av detta enkla försök över rapporterad uppgift om säkerhet vid avgivna omdömen i en prestationsvariabel, visar:

[8] Öbrink (1948) s. 216. Då de två serier vi använt I och IX äro liknande dem som finnas i Öbrinks test 4, anse vi att hans slutsatser approximativt kunnat gälla även här.

[9] Ibid. s. 120.

[1] Bl. a. Hörnfeldt har visat, att vissa kriterier måste vara uppfyllda för att olika Q-värden skola vara jämförbara, Hörnfeldt (1950) s. 202. Bl. a. skola marginalvärdena vara av samma storleksordning. Detta kriterium är uppfyllt i och med att vi visat, att inga sign. diff. föreligga mellan de tre skolorna ifråga om antalet rätta svar och antalet »säkra» svar.

[2] Medelfelet för Yulekoefficienten har beräknats enl.: $\sigma_Q = \frac{1 - Q^2}{2} \sqrt{\frac{1}{a} + \frac{1}{b} + \frac{1}{c} + \frac{1}{d}}$; där a, b, c och d äro värdena i fyrfältstabellen, uttryckta i absoluta tal. Yule & Kendall (1945) s. 410. Medelfelet på differensen mellan två Q-värden blir då: $\sigma_{D_Q} = \sqrt{(\sigma_{1_Q})^2 + (\sigma_{2_Q})^2}$.

att inga skillnader i säkerhet, så som den här har definierats, och så som den bestämts i detta enda försök, kunnat iakttagas mellan de olika grupperna;

att inga skillnader ifråga om sambandet mellan säkra-osäkra/rätta-felaktiga omdömen visade sig uppkomma;

att mycket försiktiga slutsatser måste dragas på grund av försökets ringa omfattning och begränsning till endast *en* variabel; samt

att H (7) icke konfirmerats.

5. EXPERIMENTELLA KONFLIKTSITUATIONER

Detta försök utfördes med hjälp av den apparat som visas å bild 2 och 3. Det gavs som individualförsök.[3] Det tidigare nämnda takisto-

Bild 2. Försöksanordning för Experimentella konfliktsituationer.

[3] Ett gruppförsök, omfattande 20 experimentella konfliktsituationer, gavs även. Resultaten från detta komma ev. att redovisas i annat sammanhang, då de icke rymts inom ramen för detta arbete.

Bild 3. Försöksanordningen å bild 2, sedd från fl:s sida.

skopet och den till detta hörande precisionskorttidsströmbrytaren utgjorde huvudbeståndsdelarna i försöksanordningen. Erfarenheter, som framkommo vid reaktionstidsbestämningar i valsituationer, ledde till utexperimenterandet av detta försök, i vilket en mera deciderad konfliktsituation väntades uppkomma.

I takistoskopet exponerades figurer, som voro uppbyggda av cirklar, indelade i fyra kvadranter (se Fig. 6). En eller två kvadranter, med inbördes olika lägen, voro alltid helt svarta. Framför sig hade fp i bordshöjd ett tangentbord med två kontaktnycklar (bild 2), och på golvet framför fp funnos två pedaler, som påverkade var sin kontakt. Figurerna voro anbragta på glasplattor på samma sätt som i takistoskopförsöket och utgjorde inalles 10 olika figurer. Fp instruerades att reagera på det sätt, som framgår av fig. 6, så snart figuren blev synlig i takistoskopet. Fp skulle reagera på alla kvadranter, som voro svarta.

Om motsvarande kvadrant är svart, reagerar fp med:

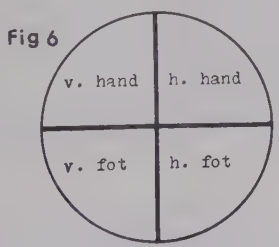


Fig. 6. Schema för reaktioner på figurerna i konfliktprovet.

Det omtalades för fp, att svarta kvadranter kunde uppträda i alla tänkbara kombinationer. Det kontrollerades att fp ordentligt inlärt instruktionen. Figurerna exponerades i sex serier och med 10 visningar i varje serie, inalles alltså 60 exponeringar för varje fp. Följande grupper och antal fp deltogo:

	(N)	För korsvalidering tillkomma: (N)
Lövsta yrkesskola	70	35
Sundbo yrkesskola	49	—
C.V.-skolan	73	35
S:a	192	70

Försökets gång framgår av tablån i tabell 37.

Tabell 37

Tablå över försöket med experimentella konfliktsituationer

	I	II	III	IV	V	VI
Tid. sek.	2,0	1,8	1,6	1,4	1,2	1,0
nr 1						
2						
3			o			
4					o	
5			o			o
6				o		o
7		o				
8						
9	o			o		
10	o	o			o	

Antalet totala exponeringar var således $60 \cdot 192 + 60 \cdot 70 = 15\,720$. I den första serien var exponeringstiden 2,0 sekunder, i den andra 1,8 sek., i den tredje 1,6 sek osv. till dess den, i den sjätte och sista, var 1 sek. (Se tabell 37.) Plattorna 1—8 i nummerföljd gåvos som förförsök. Dessa resultat protokollfördes icke. Därefter gavs fp följande instruktion:

»Du skall nu få vara med om en tävling, där Du kan vinna ett pris. Priset är 1 krona. (Kronan lägges fram på takistoskopet så att fp kan se den.) Den vinner Du, om Du kommer upp till 50 poäng av 60 möjliga. Reglerna är

följande: Varje gång Du trycker ned rätt kontakt eller rätta kontakter, vinner Du en poäng. Om Du inte trycker ned någon kontakt alls under den tid figuren är synlig, drages 1 poäng ifrån det redan uppnådda resultatet (minuspoäng). Om Du gör fel inträffar något obehagligt.»

Det obehagliga bestod i, att en elektrisk stöt gavs omedelbart efter varje felaktig reaktion. Stöten erhölls från ett gnistinduktorium vars primärlindning matades med ett 4,5 V torrbatteri. (Se bild 3, till vänster å bilden.) Den högspända strömmen leddes från induktoriet till två från varandra isolerade på tangentbordet fastsatta zinkplattor, som stodo i förbindelse med var sin isolerad fingerplatta på kontaktnycklarna. Chockverkan åstadkoms sålunda antingen fp höll fingrarna på kontakterna eller vilande på tangentbordet. Framför fl, och dolda för fp av en skärm, funnos en kontaktnyckel till induktoriets primärkrets och ett kontrollbord med en cirkel indelad i fyra kvadranter. I varje kvadrant var placerad en liten el-lampa, som stod i förbindelse med korresponderande manöverorgan på fp:s sida om bordet. Lamporna tändes alla fyra när strömmen till takistoskopet slöts, och motsvarande lampa eller lampor släcktes, när fp reagerat med rätt åtgärd (se bild 3).

Efter det sistnämnda instruktion givits vidtog det egentliga försöket. I den första serien gavs plattorna i nummerordning. De svarta kvadranterna i platta nr 9 och 10 voro placerade diagonalt i förhållande till varandra och hade ej ingått i förförsöket utan visades nu för första gången. I fortsättningen bjödos plattorna i slumpvis ordning, men platta 9 och 10 alltid efter det schema, som visas i försökstablån (på de ställen som utmärkas av de små cirklarna), för att dessa plattor senare skulle kunna identifieras (se tabell 37).

Protokollet rättades omedelbart efter fullbordat försök, och fp tilläts åse rättningen och kontrollera resultatet. Om 50 poäng uppnåtts utbetalades 1 krona. Poängtalet 50 fastställdes som lämpligt efter förförsök. I en normalgrupp borde majoriteten uppnå detta tal, dock inte utan en viss ansträngning, vilket också visade sig vara fallet.

Vi jämföra nu antalet rätta reaktioner för de olika skolorna. Totalpoängtalet i första kolumnen avser alla + reaktioner överhuvudtaget, talen i kolumnerna (serierna) I—VI antalet + reaktioner under exponeringstider från 2,0 till 1,0 sekunder och totalpoängtalet i sista kolumnen, det tal, som erhålles när — poäng (= de gånger fp ej alls reagerat) frändragits.

Jämföres normalgruppen med Lövsta erhålles (tabell 38):

Alla differenser, såväl de båda på olika sätt räknade totalpoängtalen som antalet rätta reaktioner i de enskilda serierna, gå åt samma håll, nämligen till förmån för fler rätta reaktioner i normalgruppen. Totalpoängskillnaderna äro båda signifikanta, likaså serierna IV—VI. Serie II och serie I ger $P < 0{,}05$, däremot ger serie III $P < 0{,}10$, dvs ej signifikant skillnad.

Tabell 38

Experimentella konfliktsituationer C.V./Lövsta y

		Totalpoäng (alla +) exp. tid	I 2,0	II 1,8	III 1,6	IV 1,4	V 1,2	VI 1,0 sek.	Totalpoäng (med frådragen — poäng)
C.V.-skolan (N = 73)	M =	54,44	8,84	9,15	9,19	9,32	9,15	8,84	54,04
	σ =	3,65	1,21	0,95	1,00	0,70	0,80	1,00	3,91
Lövsta yrkesskola 1949, 1951 (N = 70)	M =	50,84	8,40	8,77	8,86	8,83	8,33	7,67	47,97
	σ =	4,76	1,27	1,00	1,10	1,23	1,38	1,48	6,36
	D =	+ 3,60	+ 0,44	+ 0,38	+ 0,33	+ 0,49	+ 0,82	+ 1,17	+ 6,07
df = 141	t =	6,03	2,12	2,31	1,84	2,89	4,29	5,48	6,79
df = 150	t =	2,61	1,98	2,35	1,66	2,61	2,61	2,61	2,61
	P =	0,01	0,05	0,02	0,10	0,01	0,01	0,01	0,01
sign. nivå:		S	(s)	(s)	0	S	S	S	S

Jämföres de båda vanartsgrupperna Sundbo y/Lövsta y erhållas de resultat, som framgå av tabell 39.

Differenserna gå alla åt samma håll och innebära att Lövsta-gruppen genomgående uppnått lägre poängtal. Totalpoängen ger starkt signifikanta differenser enligt båda beräkningssätten, likaså serierna V och VI. Serie I ger även här $P < 0,05$, men serierna II—IV ge ej signifikanta skillnader.

CV-skolan/Sundbo ger (tabell 40):

Differenserna gå här i olika riktning (+ och —, de flesta dock i den riktningen, att CV-skolans prestation är »bättre»). Ingen av dem är dock signifikant på 0,05-nivån eller därunder.

Undersökningarna å Lövsta-skolan utfördes under olika år, 1949 (N = 36) och 1951 (N = 34). Vi vilja nu se, om några skillnader i prestation föreligga mellan de två årgångarna Lövsta-elever (tabell 41):

Differenserna gå alla åt samma håll och innebära, att gruppen från år 1951 har uppnått något högre antal rätta reaktioner. Endast en differens (serie IV) är dock starkt signifikant, två ligga på 0,02-nivån och två på 0,05-nivån. Grupperna från olika år äro sålunda här ej helt jämställda, men skillnaderna äro ej så stora, att en sammanslagning ej skulle kunna göras, ehuru med viss tvekan, speciellt som ingendera av totalpoängskillnaderna är starkt signifikant.

Tabell 39

Experimentella konfliktsituationer Sundbo y/Lövsta y

	Totalpoäng (alla +) exp. tid	I 2,0	II 1,8	III 1,6	IV 1,4	V 1,2	VI 1,0	Totalpoäng (med frådragen — poäng) sek.
Sundbo yrkesskola 1950 (N = 49)	M = 54,06	9,12	8,90	9,20	9,06	9,06	8,69	53,24
	σ = 5,39	2,00	1,18	0,95	0,95	1,27	1,23	5,74
Lövsta yrkesskola 1949, 1951 (N = 70)	M = 50,84	8,40	8,77	8,86	8,83	8,33	7,67	47,97
	σ = 4,76	1,27	1,00	1,10	1,23	1,38	1,48	6,36
	D = + 3,22	+ 0,72	+ 0,13	+ 0,34	+ 0,23	+ 0,73	+ 1,02	+ 5,27
df = 117	t = 3,33	2,21	0,62	1,78	1,14	2,95	4,03	4,66
df = 125	t = 2,62	1,98	0,68	1,66	0,68	2,62	2,62	2,62
	P = 0,01	0,05	0,50	0,10	0,50	0,01	0,01	0,01
sign. nivå:	S	(s)	0	0	0	S	S	S

Tabell 40

Experimentella konfliktsituationer C.V./Sundbo y

	Totalpoäng (alla +) exp. tid	I 2,0	II 1,8	III 1,6	IV 1,4	V 1,2	VI 1,0	Totalpoäng (med frådragen — poäng) sek.
C.V.-skolan (N = 73)	M = 54,44	8,84	9,15	9,19	9,32	9,15	8,84	54,04
	σ = 3,65	1,21	0,95	1,00	0,70	0,80	1,00	3,91
Sundbo yrkesskola 1950 (N = 49)	M = 54,06	9,12	8,90	9,20	9,06	9,06	8,69	53,24
	σ = 5,39	2,00	1,18	0,95	0,95	1,27	1,23	5,74
	D = + 0,38	— 0,28	+ 0,25	— 0,01	+ 0,26	+ 0,09	+ 0,15	+ 0,80
df = 120	t = 0,14	0,30	1,23	0,06	1,63	0,43	0,70	0,84
df = 125	t = 0,68	0,68	1,66	0,68	1,66	0,68	0,68	0,68
	P = 0,50	0,50	0,10	0,50	0,10	0,50	0,50	0,50
sign. nivå:	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabell 41

Experimentella konfliktsituationer Lövsta y 1949/Lövsta y 1951

		Totalpoäng (alla +)	I	II	III	IV	V	VI	Totalpoäng (med frändragen — poäng)
		exp. tid	2,0	1,8	1,6	1,4	1,2	1,0 sek.	
Lövsta yrkesskola 1949 (N = 36)	M =	49,50	8,06	8,80	8,80	8,47	7,94	7,44	46,44
	σ =	5,20	1,30	1,05	0,95	1,48	1,41	1,52	6,81
Lövsta yrkesskola 1951 (N = 34)	M =	52,26	8,76	8,71	8,94	9,21	8,74	7,91	49,59
	σ =	3,74	1,14	0,95	1,14	0,71	1,18	1,45	5,40
	D =	— 2,76	— 0,70	— 0,09	— 0,14	— 0,74	— 0,80	— 0,47	— 3,15
df = 68	t =	2,52	2,36	0,37	0,55	2,65	2,54	1,30	2,12
df = 70	t =	2,38	2,38	0,68	0,68	2,65	2,38	0,68	2,00
	P =	0,02	0,02	0,50	0,50	0,01	0,02	0,50	0,05
sign. nivå:		s	(s)	0	0	S	s	0	(s)

Vi undersöka nu, om det föreligger något samband mellan intelligenspoäng och prestation i detta försök, och korrelera då I-poäng med totalpoäng (med frändragna — poäng). Följande korrelationskoefficienter erhållas därvid:

Lövsta yrkesskola	(N = 53)	r = — 0,01 ± 0,14	(1)
Sundbo yrkesskola	(N = 43)	r = + 0,22 ± 0,15	(2)
C.V.-skolan	(N = 73)	r = + 0,33 ± 0,11	(3)

Av koefficienterna är endast (3) r = 0,33 signifikant på 0,05-nivån eller lägre (här signifikant på 0,01-nivån). Ingen av vanartsgrupperna uppvisar signifikanta samband.

Konflikten i detta försök kan tänkas ha olika innebörd för olika fp-er. En innebörd kan vara denna: det uppställda penningpriset och lusten att överträffa kamraterna (totalpoängen meddelades fp-erna genast efter sammanräkningen) skapar en stark motivation att uppnå hög slutpoäng. Alltför snabba reaktioner kunna leda till begåendet av fel, vilka bestraffas med den elektriska stöten. Går fp »udenom», dvs underlåter att överhuvudtaget reagera, bestraffas han med att poäng

frångrages det redan uppnådda resultatet. Vi vilja nu se, huru ofta det inträffat, att vederbörande avstått från att alls reagera. De båda plattorna med kvadranterna placerade diagnoalt (9 och 10) ingingo med avsikt ej i förförsöket. Denna kombination, vänster hand och höger fot nedtryckes, eller omvänt, torde kunna betraktas som den rent motoriskt svåraste kombinationen. Det inträffade ofta att fp, när 9 och/eller 10 visades första gången, gjorde fel och erhöll sin första stöt. Genom att de två »diagonal»-plattornas insättande på förhand utmärkts i protokollet, kunna vi studera frekvensen 0-reaktioner (= fp ej reagerat överhuvudtaget) dels med »diagonal»-plattorna som stimuli, dels med övriga plattor som stimuli. Uttryckt i procent av totala antalet möjliga reaktioner blir frekvensen sådana 0-reaktioner följande:

	0-reaktioner (I) mot »diagonaler»	0-reaktioner (II) mot övriga figurer	Summa I + II	I/II
	%	%	%	
Lövsta (N = 70)	M = 3,57	M = 1,50	5,07	2,4
Sundbo (N = 49)	M = 1,16	M = 0,20	1,36	5,8
C.V.-skolan (N = 73)	M = 0,62	M = 0,14	0,76	4,4

Med hänsyn till reaktionssätt I och II har Lövsta oftare reagerat enl. II än övriga skolor. Totala frekvensen 0-reaktioner är i Lövsta-gruppen 6,7 ggr så stor som i normalgruppen, 5,8 ggr så ofta har det inträffat, att Lövsta avstått att reagera på »diagonalerna», 10,7 ggr så ofta på övriga figurer som i normalgruppen.

Vi skola nu se om några av differenserna mellan skolorna, ifråga om totala frekvensen 0-reaktioner, äro signifikanta och beräkna då medelvärde och spridning för dessa reaktioner:

Lövsta y	M = 3,014 σ = 2,646	Lövsta y/C.V.	D = 2,548 t = 7,55	P < 0,01
Sundbo y	M = 0,816 σ = 1,349	Lövsta y/Sundbo y	D = 2,198 t = 5,87	P < 0,01
C.V.-skolan	M = 0,466 σ = 0,915	Sundbo y/C.V.	D = 0,350 t = 1,57	P > 0,10

I förhållande till normalgruppen har således Lövsta yrkesskola signifikant högre frekvens 0-reaktioner, och i förhållande till Sundbo är differensen också signifikant. Sundbo/CV-skolan ger icke signifikant skillnad. Tendensen att undgå konflikten genom att överhuvud ej reagera men samtidigt åsamkas avdrag i poängsumman, är således typisk för Lövsta-gruppen, jämfört med övriga grupper.

Sammanfattas resultatet av detta expriment, kan det konstateras:

att Lövsta-skolan signifikant skiljer sig från CV-skolan, i vad gäller uppnådd totalpoäng, oberoende av vilket av de två alternativen denna beräknats efter;

att inga signifikanta differenser föreligga mellan Sundbo och CV-skolan;

att det i Lövsta-gruppen i signifikant stor utsträckning förekommit att fp-erna helt avstått från att alls reagera i försöket, dvs sökt undkomma konflikten, ehuru på ett inadekvat sätt med hänsyn till det motivationsskapande uppställda målet; samt

att H (8) konfirmerats, men att dessutom ett annat beteende (»avståenden») även kännetecknat speciellt Lövsta-eleverna.

6. »CANCELLATION»

Ett cancellationsprov användes å såväl de yngre som de äldre grupperna.[4] Instruktionen gavs muntligt och skriftligt, och det kontrollerades att densamma uppfattats riktigt. Den tillåtna tiden var lika för alla, 3 min. Resultatet har beräknats dels å antal rätta strykningar (I kvantitet), dels å antal rätta strykningar i % av möjliga (II kvalitet).

Tabell 42

Cancellation, C.V./Lövsta y

		I Kvant.	II Kval.
C.V.-skolan			
(N = 68)	M =	48,37	90,61
	σ =	11,45	8,40
Lövsta yrkesskola			
(N = 57)	M =	46,68	87,04
	σ =	12,81	13,86
	D =	+ 1,69	+ 3,57
df = 123	t =	0,77	1,69
df = 125	t =	0,68	1,66
	P =	0,50	0,10
sign. nivå:		0	0

Tabell 43

Cancellation, C.V./Sundbo y

		I Kvant.	II Kval.
C.V.-skolan			
(N = 68)	M =	48,37	90,61
	σ =	11,45	8,40
Sundbo yrkesskola			
(N = 41)	M =	45,00	87,57
	σ =	8,09	12,88
	D =	+ 3,37	+ 3,04
df = 107	t =	1,78	1,33
df = 100	t =	1,66	1,66
	P =	0,10	0,10
sign. nivå:		0	0

[4] Dvs för både skolhems- och yrkesskolepopulationen. Uppgiften gällde, att på en tryckt blankett, innehållande 6-siffriga tal, stryka sådana tal, som innehöllo *både* en 6:a och en 9:a, men inga andra.

Jämföras först de äldre elevernas prestationer erhållas för CV-skolan/Lövsta y de resultat som framgå av tabell 42.

Differensena gå i samma riktning, dvs normalgruppen har fler rätta strykningar och högre kvalitetsmått. Skillnaden är störst beträffande kvaliteten, men den är ej signifikant på 0,05-nivån eller lägre.

CV-skolan/Sundbo ger ej heller signifikanta skillnader (tabell 43).

Jämföras slutligen de båda vanartsgrupperna, uppkomma ej heller då några signifikanta skillnader (tabell 44).

Jämföras de yngre grupperna erhålles (tabell 45).

Differenserna gå i samma riktning och innebära också här, att normalgruppen har uppnått högre medelvärde, såväl kvantitativt som kvalitativt, men endast ifråga om kvaliteten är skillnaden signifikant.

Uppsala folkskolor/Folåsa skolhem ger ej heller signifikanta differenser (tabell 46).

Jämföras slutligen de båda yngre vanartsgrupperna framgår det, att Lövsta har lägre kvantitets- och kvalitetspoäng, men ingen differens är signifikant på 0,05-nivån eller lägre (tabell 47).

Sammanfattas resultaten visar det sig:

att beträffande yrkesskolegrupperna inga signifikanta differenser uppkommo, men;

att beträffande skolhemsgrupperna Lövsta-gruppen hade signifikant lägre kvalitetsprocent än motsvarande normalgrupp; samt

att H (9) icke konfirmerats. I en av jämförelserna har dock ett utslag i den väntade riktningen erhållits.

Tabell 44
Cancellation,
Lövsta y/Sundbo y

		I Kvant.	II Kval.
Lövsta yrkesskola			
(N = 57)	M =	46,68	87,04
	σ =	12,81	13,86
Sundbo yrkesskola			
(N = 41)	M =	45,00	87,57
	σ =	8,09	12,88
	D =	+ 1,68	— 0,53
df = 96	t =	0,78	0,19
df = 100	t =	0,68	0,68
	P =	0,50	0,50
sign. nivå:		0	0

Tabell 45
Cancellation,
Lövsta s/Uppsala folkskolor

		I Kvant.	II Kval.
Uppsala folkskolor			
(N = 53)	M =	34,51	89,93
	σ =	9,61	10,82
Lövsta skolhem			
(N = 44)	M =	30,43	78,42
	σ =	11,43	18,49
	D =	4,08	+ 11,51
df = 95	t =	1,86	3,61
df = 100	t =	1,66	2,63
	P =	0,10	0,01
sign. nivå:		0	S

Tabell 46

Cancellation,
Folåsa s/Uppsala folkskolor

		I Kvant.	II Kval.
Uppsala folkskolor (N = 53)	M =	34,51	89,93
	σ =	9,61	10,82
Folåsa skolhem (N = 29)	M =	34,41	85,71
	σ =	9,93	17,44
	D =	0,10	+ 4,22
df = 80	t =	—	1,17
df = 80	t =	—	1,66
	P =	—	0,10
sign. nivå:		0	0

Tabell 47

Cancellation,
Lövsta s/Folåsa s

		I Kvant.	II Kval.
Folåsa skolhem (N = 29)	M =	34,41	85,71
	σ =	9,93	17,44
Lövsta skolhem (N = 44)	M =	30,43	78,42
	σ =	11,43	18,49
	D =	+ 3,98	+ 7,29
df = 71	t =	1,56	1,68
df = 70	t =	1,67	1,67
	P =	0,10	0,10
sign. nivå:		0	0

7. BOURDON

Två Bourdonprov användes för samtliga grupper, ett med meningsfylld text, här kallat Bourdon 1, och ett med meningslös text, här kallat Bourdon 2. De strykningar, som skulle utföras, voro mera komplicerade för de äldre eleverna än för de yngre. De äldre hade att i Bourdon 1 stryka alla s och göra en ring runt alla f (s f) och i Bourdon 2 att stryka alla t och f (t f). De yngre hade att i Bourdon 1 stryka alla s (s) och i Bourdon 2 alla t (t). Tiden var också här begränsad till 3 min., och bestämdes med hänsyn till att ingen borde hinna sidan ut inom den stipulerade tiden, vilket ej heller någon gång inträffade. Kvantitets- och kvalitetspoäng har beräknats som i föregående prov (Cancellation). Göres en signifikansanalys av resultaten på samma sätt som tidigare skett, erhållas för CV-skolan/Lövsta yrkesskola de resultat som framgå av tabell 48.

CV-skolan har numeriskt högre kvantitets- och kvalitetspoäng i båda proven. Kvalitetsskillnaderna äro båda signifikanta på 0,01-nivån, likaså kvantitetsskillnaden i Bourdon 2, medan kvantitetsskillnaden i Bourdon 1 är signifikant på 0,02-nivån.

CV-skolan/Sundbo ger (tabell 49).

Differenserna gå alla i den riktningen, att CV-skolan har numeriskt högre kvantitet och kvalitet. Här erhålles endast en signifikant skill-

Tabell 48

Bourdon, Lövsta y/C.V.

		Bourdon 1		Bourdon 2	
		I Kvant.	II Kval.	I Kvant.	II Kval.
C.V.-skolan (N = 68)	M =	66,36	79,42	132,44	92,26
	σ =	19,18	8,79	28,56	7,34
Lövsta yrkesskola (N = 59)	M =	58,35	72,24	116,95	86,12
	σ =	17,20	16,55	31,06	14,07
	D =	+ 8,01	+ 7,18	+ 15,49	+ 6,14
df = 125	t =	2,46	2,97	2,89	3,00
df = 125	t =	2,36	2,62	2,62	2,62
	P =	0,02	0,01	0,01	0,01
sign. nivå:		s	S	S	S

Tabell 49

Bourdon, Sundbo y/C.V.

		Bourdon 1		Bourdon 2	
		I Kvant.	II Kval.	I Kvant.	II Kval.
C.V.-skolan (N = 68)	M =	66,36	79,42	132,44	92,26
	σ =	19,18	8,79	28,56	7,34
Sundbo yrkesskola (N = 41)	M =	61,68	69,34	125,00	90,27
	σ =	16,14	16,66	26,48	7,09
	D =	+ 4,68	+ 10,08	+ 7,44	+ 1,99
df = 107	t =	1,35	3,54	1,37	1,39
df = 100	t =	1,66	2,63	1,66	1,66
	P =	0,10	0,01	0,10	0,10
sign. nivå:		0	S	0	0

Tabell 50

Bourdon, Lövsta y/Sundbo y

		Bourdon 1		Bourdon 2	
		I Kvant.	II Kval.	I Kvant.	II Kval.
Lövsta yrkesskola					
(N = 59)	M =	58,35	72,24	116,95	86,12
	σ =	17,20	16,55	31,06	14,07
Sundbo yrkesskola					
(N = 41)	M =	61,68	69,34	125,00	90,27
	σ =	16,14	16,66	26,48	7,09
	D =	— 3,33	+ 2,90	— 8,05	— 4,15
df = 98	t =	0,98	0,85	1,38	1,92
df = 100	t =	0,68	0,68	1,66	1,98
	P =	0,50	0,50	0,10	0,05
sign. nivå:		0	0	0	0

Tabell 51

Bourdon, Lövsta s/Uppsala folkskolor

		Bourdon 1		Bourdon 2	
		I Kvant.	II Kval.	I Kvant.	II Kval.
Uppsala folkskolor					
(N = 54)	M =	57,57	77,41	53,56	77,58
	σ =	14,72	13,99	9,31	12,19
Lövsta skolhem					
(N = 39)	M =	51,00	64,64	47,79	65,31
	σ =	19,49	18,55	18,76	21,21
	D =	+ 6,57	+ 12,77	+ 5,77	+ 12,27
df = 91	t =	1,75	3,60	1,75	3,21
df = 90	t =	1,66	2,63	1,66	2,63
	P =	0,10	0,01	0,10	0,01
sign. nivå:		0	S	0	S

Tabell 52

Bourdon, Folåsa s/Uppsala folkskolor

		Bourdon 1		Bourdon 2	
		I Kvant.	II Kval.	I Kvant.	II Kval.
Uppsala folkskolor (N = 54)	M =	57,57	77,41	53,56	77,58
	σ =	14,72	13,99	9,31	12,19
Folåsa skolhem (N = 30)	M =	52,93	73,44	52,21	75,28
	σ =	16,86	18,10	14,50	19,16
	D =	+ 4,64	+ 3,97	+ 1,35	+ 2,30
df = 82	t =	1,24	1,03	0,45	0,58
df = 80	t =	1,66	1,66	0,68	0,68
	P =	0,10	0,10	0,50	0,50
sign. nivå:		0	0	0	0

Tabell 53

Bourdon, Lövsta s/Folåsa s

		Bourdon 1		Bourdon 2	
		I Kvant.	II Kval.	I Kvant.	II Kval.
Lövsta skolhem (N = 39)	M =	51,00	64,64	47,79	65,31
	σ =	19,49	18,55	18,76	21,21
Folåsa skolhem (N = 30)	M =	52,93	73,44	52,21	75,28
	σ =	16,86	18,10	14,50	19,16
	D =	— 1,93	— 8,80	— 4,42	— 9,97
df = 67	t =	0,43	1,95	1,09	2,01
df = 70	t =	0,68	2,00	1,67	2,00
	P =	0,50	0,05	0,10	0,05
sign. nivå:		0	0	0	(s)

nad, nämligen för kvaliteten i Bourdon 1, innebärande att Sundbo har genomsnittligt lägre kvalitetsmått.

Jämföras vanartsgrupperna erhålles (tabell 50).

Ingen differens är här signifikant på 0,05-nivån eller lägre nivå. Största skillnaden uppkommer i Bourdon 2, kvalitet, men denna når knappt upp till 0,05-nivån.

De skillnader, som uppkommit, visa sig således oftast vara kvalitativa. Denna tendens blir mera markerad, om vi gå till de yngre gruppernas resultat (tabell 51).

Uppsala folkskolor/Lövsta skolhem ger signifikant skillnad beträffande kvaliteten i båda proven, däremot ej ifråga om kvantitetspoängen.

Uppsala/Folåsa ger ingen signifikant skillnad (tabell 52).

Lövsta/Folåsa ger inga signifikanta skillnader beträffande kvantiteten, men beträffande kvaliteten når signifikansen i det ena fallet (Bourdon 2) upp till 0,05-nivån, och i det andra fallet nästan upp till denna nivå (Bourdon 1) (tabell 53).

Sammanfattas resultaten av Bourdon-proven, visar det sig:

att de skillnader, som uppkommit, oftare äro kvalitativa än kvantitativa och

att tendenserna gå i den riktningen, att Lövsta-eleverna oftast utskiljas från de övriga grupperna elever;

att de kvalitativa skillnaderna, där sådana förekommit innebära, att Lövsta-eleverna, såväl de yngre som de äldre, arbetat med mindre grad av precision, dvs gjort fler felaktiga strykningar och fler »överhoppningar»; samt

att H (10) konfirmerats i fråga om de kvalitativa skillnaderna i båda materialen, men endast i det *ena* materialet ifråga om såväl kvantitativa som kvalitativa skillnader.

8. PERSEVERATION

Termen perseveration har här använts som beteckning för den faktor eller de faktorer, som undersökes med s. k. perseverationstest. Flera författare ha nyligen behandlat perseverationsbegreppet[5], och Cattell (1946) har bl. a. givit en historik över detsamma. Som beteckning för begreppet har sedermera dispositionsrigiditet föreslagits.[6] Man har diskuterat, om denna »perseverationsfaktor» varit en generell

[5] Cattell (1936) och (1948) (sec. ed.). Trankell (1950). Eysenck (1952).

[6] Cattell (1946, s. 436) och Cattell (1948, s. 229).

faktor eller om den varit specifik för olika slag av test (Ekman, 1952 s. 171) och om den haft någon relation till personligheten. Enligt Cattell (1948 s. 228) har ett samband konstaterats, då det gällt bl. a. vanartiga och »problembarn» och enligt densamme (1946 s. 439) har Pinard visat, att barn, som företett beteenderubbningar, stått att finna i ovanligt hög grad bland barn med mycket höga och mycket låga perseveratoriska tendenser. Diskussionen i litteraturen om vad perseveration är och de använda provens ev. personlighetsdiagnotiska värde, är på det hela taget mycket förvirrande, och vi vilja här tills vidare endast presentera resultat från ett försök med användning av några test, avseende motorisk perseveration och av den typ, som Cattell (1946 s. 437) kallat »alternation» test, dvs test avseende förmåga till motorisk omställning. I dessa prov har först *en* aktivitet tränats under en viss tidsrymd (15 sek.), t. ex. skrivning av H H H H, sedan en *annan* aktivitet t. ex. I I I osv., inalles 4 perioder om 15 sek. vardera. Totala antalet medhunna figurer av båda slagen har kallats X-aktiviteten. Sedan har omställning skett på så sätt, att växling gjorts mellan de båda inträngade aktiviteterna, t. ex. H I H I H I H I, också i 4 perioder om 15 sek. vardera. Antalet figurer, som medhunnits under denna period, har kallats Y-aktiviteten. Lika lång tid (4×15 sek. = 1 min.) har använts för båda aktiviteterna. Den s. k. perseverationskvoten har sedan erhållits på sätt, som föreslagits av bl. a. Cattell, genom att dividera X med Y. Använda figurer voro i prov A sammanlagt 8 (4 delförsök) och i prov B likaledes 8 (4 delförsök). Dessa båda, A och B, kallas här perseverationsprov 1. För att undersöka förhållandena på ett mera intellektuellt plan konstruerades ett prov, där växling skedde mellan addition och multiplikation i enkla räkneuppgifter (perseverationsprov 2). Resultaten i det första provet har hållits isär i de båda proven A och B. A bestod av enklare, B av mera komplicerade figurer.

Först undersökes nu, om det föreligger några skillnader mellan yrkesskolegrupperna ifråga om medelperseverationskvoter (tabell 54).

Jämföres Sundbo y och CV-skolan erhålles (tabell 55).

Lövsta y/Sundbo y ger (tabell 56).

För de äldre elevernas vidkommande är det endast i tabell 54, P 2, som en skillnad, signifikant på 0,05-nivån, uppträder. Lövsta-gruppen har i detta prov högre perseverationskvot än normalgruppen.

Resultaten för de yngres del visa däremot flera signifikanta skillnader mellan gruppernas medelperseverationskvoter (tabell 57).

För att undersöka om det kan finnas något fog för påståendet, att man hos vanartiga och beteenderubbade oftare skulle finna sådana med

Tabell 54

Perseveration, Lövsta y/C.V.

		P 1		P 2
	A	B	A + B	
Lövsta yrkesskola 1946, 1949 (N = 60)	M = 5,32	5,12	10,22	5,33
	σ = 2,94	0,98	3,20	1,62
C.V.-skolan 1948, 1949 (N = 68)	M = 4,61	5,07	9,68	4,82
	σ = 0,55	0,55	0,83	0,63
	D = + 0,71	+ 0,05	+ 0,54	+ 0,51
df = 126	t = 1,66	0,40	1,29	2,28
df = 125	t = 1,66	0,68	1,66	1,98
	P = 0,10	0,50	0,10	0,05
sign. nivå:	0	0	0	(s)

Tabell 55

Perseveration, Sundbo y/C.V.

		P 1		P 2
	A	B	A + B	
Sundbo yrkesskola 1947 (N = 38)	M = 4,76	5,34	10,06	4,99
	σ = 0,63	1,18	1,65	0,63
C.V.-skolan 1948, 1949 (N = 68)	M = 4,61	5,07	9,68	4,82
	σ = 0,55	0,55	0,83	0,63
	D = + 0,15	+ 0,27	+ 0,38	+ 0,17
df = 104	t = 1,22	1,32	1,39	1,30
df = 100	t = 1,66	1,66	1,66	1,66
	P = 0,10	0,10	0,10	0,10
sign. nivå:	0	0	0	0

Tabell 56

Perseveration, Lövsta y/Sundbo y

		P 1		P 2
	A	B	A + B	
Lövsta yrkesskola 1946, 1949				
(N = 60)	M = 5,32	5,12	10,22	5,33
	σ = 2,94	0,98	3,20	1,62
Sundbo yrkesskola 1947				
(N = 38)	M = 4,76	5,34	10,06	4,99
	σ = 0,63	1,18	1,65	0,63
	D = + 0,56	− 0,22	+ 0,16	+ 0,34
df = 96	t = 1,41	0,99	1,01	1,45
df = 100	t = 1,66	0,68	1,66	1,66
	P = 0,10	0,50	0,10	0,10
sign. nivå:	0	0	0	0

Tabell 57

Perseveration, Lövsta s/Folåsa s/Uppsala folkskolor

		P 1		P 2
	A	B	A + B	
I Lövsta skolhem 1946, 1949				
(N = 40)	M = 5,02	5,48	10,36	5,25
	σ = 1,01	1,27	1,82	1,49
II Folåsa skolhem 1948				
(N = 25)	M = 5,61	6,97	12,39	6,49
	σ = 1,22	1,91	2,69	3,10
III Uppsala folkskolor 1948				
(N = 54)	M = 4,64	5,63	10,25	5,12
	σ = 0,57	1,53	1,84	1,34
I/II df = 63	t = 1,99	3,39	3,25	1,83
df = 60	P = 0,05	< 0,01	< 0,01	< 0,10
	(s)	S	S	0
I/III df = 92	t = 2,12	0,51	0,29	0,43
df = 90	P < 0,05	0,50	0,50	0,50
	(s)	0	0	0
II/III df = 77	t = 3,72	0,34	3,54	2,08
df = 80	P < 0,01	0,50	< 0,01	< 0,05
	S	0	S	(s)

Tabell 58

Perseveration, ♂ Lövsta y/C.V.

		P 1			P 2
		A	B	A + B	
Lövsta yrkesskola 1946, 1949					
(N = 60)	σ =	2,94	0,98	3,20	1,62
	σ_σ =	$\frac{2,94}{\sqrt{118}}$	$\frac{0,98}{\sqrt{118}}$	$\frac{3,20}{\sqrt{118}}$	$\frac{1,62}{\sqrt{118}}$
C.V.-skolan					
(N = 68)	σ =	0,55	0,55	0,83	0,63
	σ_σ =	$\frac{0,55}{\sqrt{134}}$	$\frac{0,55}{\sqrt{134}}$	$\frac{0,83}{\sqrt{134}}$	$\frac{0,63}{\sqrt{134}}$
	D =	+ 2,39	+ 0,43	+ 2,37	+ 0,99
df = 126	t =	8,67	4,30	14,90	6,26
df = 125	t =	2,63	2,63	2,63	2,63
	P =	0,01	0,01	0,01	0,01
sign. nivå:		S	S	S	S

Tabell 59

Perseveration, ♂ Sundbo y/C.V.

		P 1			P 2
		A	B	A + B	
Sundbo yrkesskola 1947					
(N = 38)	σ =	0,63	1,18	1,65	0,63
	σ_σ =	$\frac{0,63}{\sqrt{74}}$	$\frac{1,18}{\sqrt{74}}$	$\frac{1,65}{\sqrt{74}}$	$\frac{0,63}{\sqrt{74}}$
C.V.-skolan					
(N = 68)	σ =	0,55	0,55	0,83	0,63
	σ_σ =	$\frac{0,55}{\sqrt{134}}$	$\frac{0,55}{\sqrt{134}}$	$\frac{0,83}{\sqrt{134}}$	$\frac{0,63}{\sqrt{134}}$
	D =	+ 0,08	+ 0,63	+ 0,82	± 0
df = 104	t =	0,91	4,35	4,00	—
df = 100	t =	0,68	2,63	2,63	—
	P =	0,50	0,01	0,01	—
sign. nivå:		0	S	S	0

Tabell 60

Perseveration, σ Lövsta y/Sundbo y

		P 1			P 2
		A	B	A + B	
Lövsta yrkesskola 1946, 1949 (N = 60)	σ =	2,94	0,98	3,20	1,62
	$\sigma_{\bar{y}}$ =	$\frac{2,94}{\sqrt{118}}$	$\frac{0,98}{\sqrt{118}}$	$\frac{3,20}{\sqrt{118}}$	$\frac{1,62}{\sqrt{118}}$
Sundbo yrkesskola 1947 (N = 38)	σ =	0,63	1,18	1,65	0,63
	$\sigma_{\bar{y}}$ =	$\frac{0,63}{\sqrt{74}}$	$\frac{1,18}{\sqrt{74}}$	$\frac{1,65}{\sqrt{74}}$	$\frac{0,63}{\sqrt{74}}$
	D =	+ 2,31	− 0,20	+ 1,55	+ 0,99
df = 96	t =	8,38	1,22	4,42	5,92
df = 100	t =	2,63	1,66	2,63	2,63
	P =	0,01	0,10	0,01	0,01
sign. nivå:		S	0	S	S

mycket höga och mycket låga kvoter, har signifikansen på differensen mellan de olika gruppernas spridning (σ) undersökts[7] (tabell 58—60).

Jämförelserna visa, att spridningarna (σ) i hela P 1 (A + B) äro signifikant olika i alla tre grupperna, med minskad spridning i riktning Lövsta, Sundbo, CV-skolan. I P 2 däremot har Lövsta signifikant större spridning än de båda andra skolorna, men mellan dessa i sin tur föreligger ingen skillnad. Påståendet att fler individer med höga och låga kvoter finnas hos bl. a. vanartiga, jämfört med normala, synes alltså med detta vara belagt. Härtill kan fogas den slutsatsen att Lövsta-grupperna visat större intervariabilitet i de flesta av de medtagna variablerna. De i litteraturen framförda iakttagelserna ang. intervariabiliteten i ett perseverationsprov *kan* vara ett specialfall av en allmännare tendens, som ej spårats, därför att man ej samtidigt använt även andra test än just perseveration.

Sammanfattas resultaten av perseverationsproven visar det sig:

att obetydliga skillnader föreligga mellan de äldre elevgrupperna

[7] Vid beräkning av medelfelet på spridningarna har formeln för »small groups» använts. Se Garrett (1947) s. 194, formel (27 a), och för medelfelet på differensen Ibid.: formel (36).

med avseende på medelperseverationskvoterna (endast i ett fall signifikans på 0,05-nivån mellan Lövsta och motsvarande normalgrupp);

att signifikanta skillnader däremot ofta uppträdde vid jämförelser mellan de yngre elevkategorierna och att där Folåsagruppen kännetecknas av speciellt höga kvoter;

att signifikanta skillnader föreligga mellan grupperna med avseende på spridningarna och att spridningarnas storlek i regel äro fallande i riktning Lövsta, Sundbo, Centrala Verkstadsskolan;

att det sistnämnda i viss mån stödjer hypotesen, att det finns fler individer med höga och med låga perseverationskvoter i olika abnormgrupper, bl. a. vanartiga, än bland normalbefolkningen; samt

att H (11) verifierats.[8]

9. PERSISTENCY

En undersökning av förhållanden, sammanhängande med »uthållighet» (persistency), utfördes med det s. k. historietestet.[9] Det bygger på principen, att fp-erna föreläggas ett antal korta berättelser (historier), i vilka bokstäverna skilts från varandra och där stora bokstäver ibland stå, där det borde vara små bokstäver och tvärtom. Fp skall nu draga ett lodrätt streck efter varje ord, som han kan läsa. Varje historia består av två avdelningar, den första lätt att läsa, den senare oläsbar i sin sista del. Genom instruktionen bibringas dock fp-erna den upp-

[8] Försök ha också gjorts att mäta någon form av »sensorisk perseveration», med hjälp av »flicker fushion» på en roterande skiva, innehållande element av svart och vitt [se bl. a. Cattell (1946) s. 437], som vid viss hastighet för fp tycks sammansmälta till grått. Vi konstruerade en apparatur för detta, vid vilken en skiva, bestående av lika många svarta och vita sektorer, ordnade enl. Talbot-Plateus lag, roterade med konstant hastighet, driven av en synkronmotor. En rörlig slid, försedd med en ljuskälla, kunde av fp inställas på det ställe, där grått först syntes. Varannan gång skedde inställningen från centrum mot periferien och varannan gång i motsatt riktning. Försöken avbröts emellertid, då det visade sig, att använda fp (Lövsta-elever) under försökets gång tenderade att göra allt mindre noggranna observationer och vid slutet av försöksserien sannolikt ställde in sliden helt på måfå. Experiment, där fp-erna ha att rapportera ett subjektivt upplevt fenomen av detta slag, äro tydligen föga lämpade att användas på grupper av den typ, som bl. a. Lövsta-eleverna representera.

[9] Se Sjöstrand (1948) bil. 2. »Historietestet i ny gestaltning». Förf. erhöll Sjöstrands tillstånd att använda detta test 1946, innan hans undersökning slutförts och noterar här med tacksamhet detta välvilliga tillmötesgående.

fattningen, att båda avdelningarna verkligen gå att läsa.[1] De prövade få arbeta i sin egen självvalda takt och övergå till nästa historia, när de anse sig färdiga med den de hålla på med. Provet gavs som individualförsök och tiden togs på stoppur, dels för första avdelningen (1), dels för andra avdelningen (2). Summan av tiderna (1 + 2) har också uträknats för samtliga individer och deltest. Den tid, som använts i den oläsbara delen (2), har tidigare[2] använts som mått på »uthålligheten». Här ha vi även undersökt, om totala tiden (1 + 2) kan användas som mått och huruvida detta är ett »bättre» mått, dvs differentierar på ett entydigare sätt mellan använda grupper.

Av resultaten framgår att den sammanlagda tiden (1 + 2) praktiskt taget differentierar på samma sätt som tiden i andra avdelningen av varje historia (2). Endast de yngre eleverna (10—15-åringar) ha deltagit i försöken, emedan risk kunde finnas för att de äldre skulle genomskåda provet och inse att sista halvan var oläslig. Något belägg för att någon deltagare i denna undersökning insett detta, ha vi ej funnit under testningens gång.[3]

Lövsta skolhem jämföres nu med normalgruppen i nedanstående uppställning, där I, II, III osv betecknar »historia» I, II etc., och där (1) avser tiden för den läsbara delen och (2) tiden för den oläsbara delen av en »historia» (tabell 61).

Inga signifikanta differenser föreligga, som synes, mellan tiderna i den läsbara delen av varje »historia», men väl mellan tiderna i den oläsliga delen och mellan sammanslagna tiderna (1 + 2). Det innebär, att Lövsta-eleverna där ha använt kortare tid på uppgifterna.

---

[1] Sjöstrand har endast använt resultatet i de två sista av de fyra deltesten som mått på »uthålligheten» och säger: »De två första ha avsett att göra individerna förtrogna med arbetet och tvinga fram deras naturliga beteende, då hinder och motigheter uppträda vid en intellektuell prestation. Först resultaten av de två sista testen ha sedan använts som mått på 'uthålligheten'» (Ibid. s. 45). Vi ha vid användningen modifierat den procedur Sjöstrand använt såtillvida, att *innan* det egentliga provet igångsattes ett försök gavs, där även *läsbara* historier förekom i andra avdelningen. Avsikten med detta var tvåfaldig, dels att göra individerna förtrogna med arbetet och dels att förstärka suggestionen, att alla historier i det egentliga provet också voro läsbara. Att det förstnämnda lyckats, visa resultaten. Att det sistnämnda syftet också uppnåtts, ha vi ringa anledning betvivla.

[2] Sjöstrand (1948) s. 46. Sjöstrand fann att reliabiliteten för provet (3:dje deltestet contra 4:de deltestet) var för pojkar: (N = 62) råkorrelation 0,78, korrigerad 0,88 ± 0,03.

[3] Förf. har för samtliga grupper, utom en, själv varit försöksledare. Den sistnämnda gruppen, Lövsta skolhem 1949, har undersökts av dåvarande avdelningsföreståndaren för skolhemmet, folkskoll. Kurt Brocker, vilken även genomgått samma grupp med de tre, i ett följande avsnitt (12) upptagna proven. Till hr Brocker riktas härmed ett tack för samvetsgrant och väl utfört arbete.

Tabell 61

Persistency, Lövsta s/Uppsala folkskolor

		I			II			III			IV		
		1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2
Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 45)	M =	92,56	57,33	148,98	84,44	53,36	137,62	65,02	54,47	118,82	60,07	40,91	101,42
	σ =	28,85	34,44	43,00	74,00	33,07	66,96	21,70	38,02	52,60	22,04	22,26	36,94
Uppsala folkskolor 1948 n-klass + hj-klass (N = 55)	M =	103,73	205,18	309,09	98,24	155,04	253,18	76,36	116,60	193,00	68,36	131,45	199,82
	σ =	82,32	177,10	177,50	64,10	71,80	73,50	38,84	65,46	74,38	36,31	99,34	100,83
	D =	− 11,17	− 147,85	− 160,11	− 2,80	− 101,68	− 115,56	− 11,34	− 62,13	− 74,18	− 8,29	− 90,54	− 98,40
df = 98	t =	0,99	6,00	6,40	0,20	9,33	8,13	1,83	5,87	5,76	1,39	6,50	6,65
df = 100	t =	0,68	2,63	2,63	0,68	2,63	2,63	1,66	2,63	2,63	0,68	2,63	2,63
	P =	0,50	0,01	0,01	0,50	0,01	0,01	0,10	0,01	0,01	0,50	0,01	0,01
sign. nivå:		0	S	S	0	S	S	0	S	S	0	S	S

Tabell 62

Persistency, Folåsa s/Uppsala folkskolor

	I			II			III			IV		
	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2
Uppsala folkskolor 1948 n-klass + hj-klass (N = 55)	M = 103,73	205,18	309,09	87,24	155,04	253,18	76,36	116,60	193,00	68,36	131,45	199,82
	σ = 82,32	177,10	177,50	64,10	71,80	73,50	38,84	65,46	74,58	36,31	99,34	100,83
Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M = 106,00	157,80	263,80	83,30	117,00	200,30	71,50	104,00	175,60	69,10	97,60	166,00
	σ = 61,00	105,00	127,00	44,00	83,00	101,00	53,00	78,00	115,00	44,00	76,00	100,00
	D = — 2,27	+ 47,38	+ 45,29	+ 3,94	+ 38,04	+ 52,88	+ 4,86	+ 12,60	+ 17,40	— 0,74	+ 33,85	+ 33,82
df = 83	t = 0,14	1,53	1,34	0,33	2,08	2,49	0,43	0,75	0,74	0,08	1,73	1,46
df = 80	t = 0,68	1,66	1,66	0,68	1,99	2,38	0,68	0,68	0,68	0,68	1,66	1,66
	P = 0,50	0,10	0,10	0,50	0,05	0,02	0,50	0,50	0,50	0,50	0,10	0,10
sign. nivå:	0	0	0	0	(s)	(s)	0	0	0	0	0	0

Tabell 63

Persistency, Lövsta s/Fólåsa s

		I			II			III			IV		
		1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2
Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 45)	M =	92,56	57,33	148,98	84,44	53,36	137,62	65,02	54,47	118,82	60,07	40,91	101,42
	σ =	28,85	34,44	43,00	74,00	33,07	66,96	21,70	38,02	52,60	22,04	22,26	36,94
Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M =	106,00	157,80	263,80	83,30	117,00	200,30	71,50	104,00	175,60	69,10	97,60	166,00
	σ =	61,00	105,00	127,00	44,00	83,00	101,00	53,00	78,00	115,00	44,00	76,00	100,00
	D =	− 13,44	− 100,47	− 114,82	+ 1,14	− 63,64	− 62,68	− 6,48	− 49,53	− 56,78	− 9,03	− 56,69	− 64,58
df = 73	t =	1,12	4,98	4,70	0,08	3,93	2,94	0,62	3,18	2,49	1,02	3,91	3,33
df = 70	t =	0,68	2,65	2,65	0,68	2,65	2,65	0,68	2,65	2,38	0,68	2,65	2,65
	P =	0,50	0,01	0,01	0,50	0,01	0,01	0,50	0,01	0,02	0,50	0,01	0,01
sign. nivå:		0	S	S	0	S	S	0	S	s	0	S	S

Tabell 64

Persistency, Lövsta s 1946/Lövsta s 1949

		I			II			III			IV		
		1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2	1	2	1 + 2
Lövsta skolhem 1946 (N = 19)	M =	91,50	63,40	154,80	107,70	64,20	171,80	68,90	72,50	141,50	66,80	44,60	111,40
	σ =	27,00	76,00	43,00	108,00	46,00	138,00	24,00	51,00	66,00	27,00	28,00	47,00
Lövsta skolhem 1949 (N = 26)	M =	93,35	52,92	144,58	67,46	45,42	112,58	62,15	11,27	102,27	55,15	38,19	94,12
	σ =	28,57	25,82	42,16	20,45	15,20	31,57	19,25	11,93	29,11	15,28	15,83	25,72
	D =	— 1,85	+ 10,48	+ 10,22	+ 40,24	+ 18,78	+ 59,22	+ 6,75	+ 31,23	+ 39,23	+ 11,65	+ 6,41	+ 17,28
df = 43	t =	0,22	0,61	0,77	1,56	1,67	1,79	0,99	6,97	2,36	1,65	0,53	1,42
df = 45	t =	0,68	0,68	0,68	1,68	1,68	1,68	0,68	2,69	2,41	1,68	0,68	1,68
	P =	0,50	0,50	0,50	0,10	0,10	0,10	0,50	0,01	0,02	0,10	0,50	0,10
sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	S	(s)	0	0	0

Jämföres så Folåsa skolhem/Uppsala folkskolor erhålles (tabell 62). Tiden i (1) ger ingen signifikant differens i något av deltesten. Tiden i (2) ger en svag signifikans ($P < 0{,}05$) i »historia» II. Sammanslagna tiden ger signifikans, med $P < 0{,}02$, i ett fall (II). Alla differenserna i (2) och (1 + 2) gå i den riktningen, att Uppsala-eleverna ha använt längre tid vid försök till lösandet av uppgifterna.

Jämföras slutligen båda vanartsgrupperna erhålles (tabell 63).

Här inträffar också samma sak som tidigare beträffande tiderna i den läsbara delen av varje deltest — inga signifikanta skillnader. Tiden i (2) ger signifikans på 0,01-nivån i samtliga fyra deltest, och sammanlagda tiden (1 + 2) signifikans på 0,01-nivån i tre fall och på 0,02-nivån i det fjärde fallet (III).

Då nu två Lövsta-grupper från olika år undersökts och med olika provledare, är det intressant att se, om några differenser mellan gruppernas resultat föreligga (tabell 64).

Som synes föreligga signifikanta differenser endast i ett av delförsöken, där tiden i (2) ger $P < 0{,}01$ och sammanslagna tiden $P < 0{,}05$ (nära $P = 0{,}02$). I de övriga tre deltesten äro skillnaderna insignifikanta, varför en sammanslagning av grupperna har skett.

I Fig. 7 ha tiderna för de olika grupperna representerats grafiskt. Av stapeldiagrammet (Fig. 7) framgår att man förutom de ovan visade kvantitativa skillnaderna, främst mellan Lövsta och de båda övriga grupperna, också kan iakttaga en relativ inbördes skillnad, som skulle kunna betecknas som kvalitativ. Om vi betrakta diagrammet framgår det, att medeltiderna för Folåsa och normalgruppen i samtliga fyra fall äro längre i den oläsbara delen (2) än i den läsbara (1). För Lövstas del är förhållandet det rakt motsatta. Medeltiden i (2) är i samtliga fall kortare än i (1), m. a. o. den inträdande svårighetsstegringen i (2) har kommit Lövsta-eleverna att oftast ge upp, *innan* de arbetat så länge som i (1), under det att för de andra grupperna svårighetsstegringen i allmänhet kommit dessa att anstränga sig att lösa uppgiften och därför använda *längre* tid i (2) än i (1).

Sammanfattas resultaten, visar det sig:

att inga signifikanta differenser föreligga mellan grupperna, med avseende på tiderna i den *läsbara* delen av varje historia;

att starkt signifikanta differenser mellan tiderna i den *oläsbara* delen av varje historia förefinnas mellan Lövsta och normalgruppen;

att mellan Folåsa och normalgruppen svagt signifikant differens ($P < 0{,}05$) mellan tiderna i den oläsbara delen föreligger i ett av deltesten;

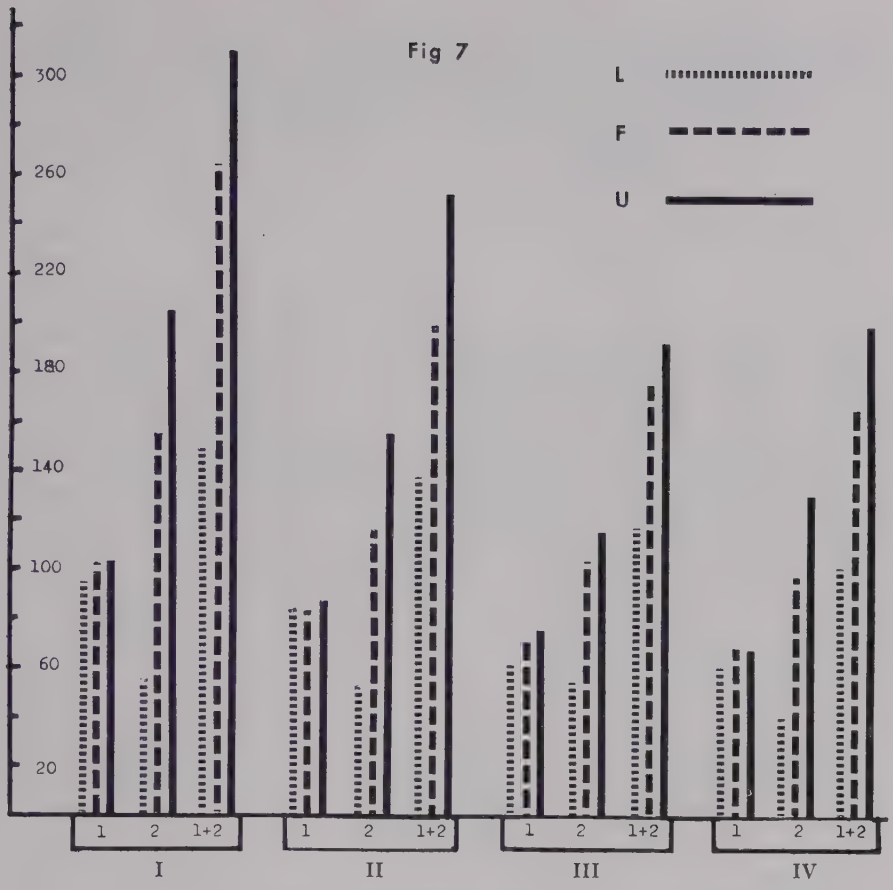


Fig. 7. Persistency (Historietestet), Lövsta s, Folåsa s och Uppsala folkskolor.

att skillnaderna mellan Lövsta och Folåsa äro praktiskt taget desamma som mellan Lövsta och normalgruppen;

att i samma mån provet mäter »uthållighet», denna var lägst för Lövsta-gruppen men nära nog densamma i Folåsa- och normalgruppen, dock med obetydlig preferens i riktning mot högre grad av »uthållighet» för normalgruppen;

att en kvalitativ skillnad kunde iakttagas mellan å ena sidan Lövsta och å andra sidan de övriga skolorna;

att det är tämligen likgiltigt, om man använder tiden i (2) som mått på »uthållighet», eller hela använda tiden för varje »historia» (1 + 2); samt

att de påståenden, som gjorts beträffande de s. k. psykopaternas uthållighet (se kap. III) i detta försök blivit alldeles entydigt belagda, under förutsättning av att provet verkligen tager faktorer, som ha med »uthållighet» att göra, i anspråk; samt

att H (12) verifierats.

10. BPI

Bernreuters Personality Inventory (BPI) har använts endast å de äldre elevgrupperna, emedan detta instrument tidigare endast använts å åldrar över 15 år. Vid försöket lämnade fl upplysningar om främmande eller eljes svårförståeliga ord efter anhållan från fp-erna. Detta skedde för att ej bristande kännedom om frågans betydelse skulle behöva influera på svaret. I övrigt följdes originalmetoden helt, och fp-erna fingo besvara de 125 frågorna med endast »ja», »nej» »?». Vid rättningen utvärderades frågorna med de för instrumentet utarbetade viktkoefficienterna. Den senaste versionen av BPI med följande sex variabler användes:

I Neurotiska tendenser	(Högt positivt värde = emotionellt instabil)
II Självtillräcklighet	(Högt positivt värde = en tendens att ej ta råd av andra, och att ej behöva understöd och eggelse)
III Introversion — extroversion	(Högt positivt värde = introversion)
IV Självhävdelse — underkastelse	(Högt positivt värde = en tendens att dominera över andra)
V Självförtroende	(Högt positivt värde = underlägsenhetskänslor, dålig anpassning till omgivningen)
VI Socialitet	(Högt positivt värde — en tendens att vara oberoende, ensam, ej gruppmänniska)

Beräkningen av gruppmedelvärden och spridningar (σ) har skett på två sätt. Dels har varje individs primärvärden omsatts i percentilvärden enl. den ursprungliga standardiseringen och spridningen beräknats på dessa, dels har medelvärde och spridning räknats på primärvärdena (råvärden). Då de senare kunna antaga såväl positiva som negativa numeriska värden, har en korrektion företagits på så sätt, att 200 lagts till varje primärvärde. Därigenom har endast positiva värden erhållits, och spridningen har kunnat beräknas på vanligt sätt. Från råvärdena skola således siffran 200 dragas, om man vill finna motsvarande primärvärde enl. originalmetoden. Vid jämförelsen mellan de olika skolornas resultat ha båda beräkningssätten medtagits, till vänster redovisas medelvärden och spridningar baserade på enskilda percentilvärden, och till höger samma data, baserade

på primärvärden, med den angivna korrektionen införd för att erhålla endast positiva värden. Signifikansanalys har endast utförts å de på primärvärdena grundade medeltalen, emedan dessa måste anses tillförlitligare än percentilmedeltalen. Differenser äro dock angivna i båda fallen.

Jämföras nu Lövsta/CV-skolan erhålles (tabell 65).

I två fall, för variabel III och VI, är differensen signifikant på 0,01-nivån, i ett fall, variabel V på 0,02-nivån och i ett fall, variabel I på 0,05-nivån.

Sundbo/CV-skolan ger (tabell 66).

En differens, i variabel III, blir signifikant på 0,05-nivån och innebär, att Sundbo-gruppen i genomsnitt har högre värden i introversion-extroversions-variabeln, dvs ligger mer åt det introverta hållet (i instrumentets mening) än CV-skolan.

Jämföras slutligen de båda vanartsgrupperna erhålles (tabell 67).

Ingen differens är signifikant på 0,05-nivån eller därunder.

I Fig. 8 visas de tre skolornas medelpercentilvärden i de sex variablerna. Intressant är att iakttaga, att i de variabler (I, III, V och VI),

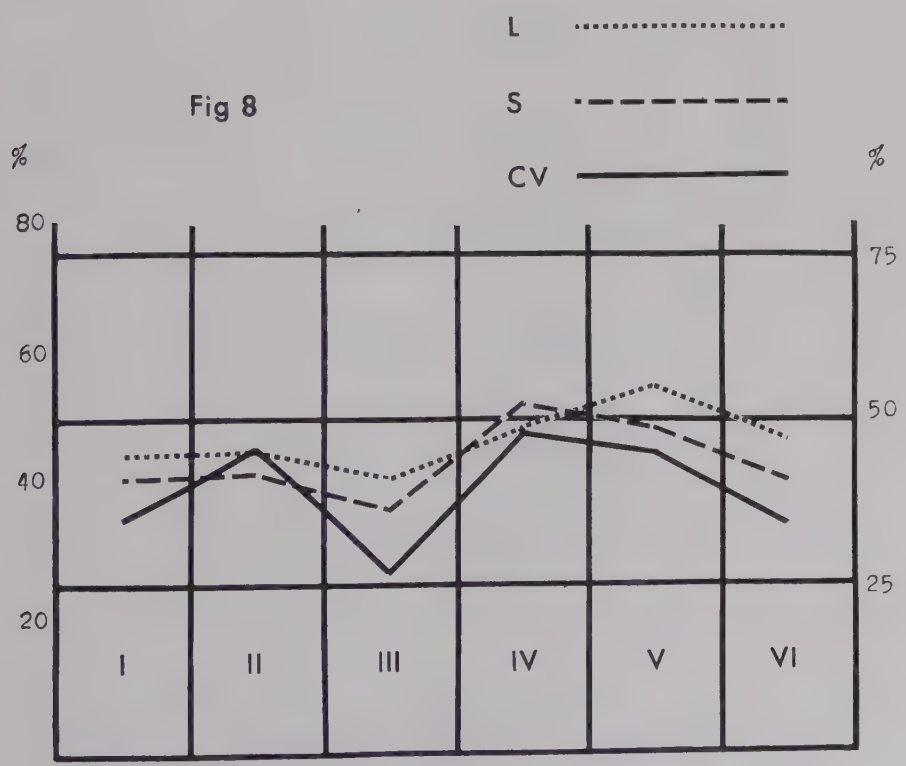


Fig. 8. BPI, Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

Tabell 65

B P I, Lövsta y/C.V.

		Percentil-värden						Rå-värden + 200					
		I	II	III	IV	V	VI	I	II	III	IV	V	VI
Lövsta yrkesskola													
(N = 66)	M =	44,56	44,97	40,71	49,30	54,91	47,47	128,53	216,95	159,53	241,83	163,97	165,77
	σ =	28,15	24,41	28,17	24,51	28,02	27,17	80,09	39,89	48,21	50,41	86,38	49,49
C.V.-skolan													
(N = 67)	M =	35,60	45,30	27,40	48,10	45,50	34,30	101,20	217,40	136,20	240,50	130,60	143,30
	σ =	25,01	21,13	23,50	22,32	26,04	23,80	64,82	32,88	38,98	46,58	67,99	48,08
	D =	+ 8,96	— 0,33	— 13,31	+ 1,20	+ 9,41	+ 13,17	+ 27,33	— 0,45	+ 23,33	+ 1,33	+ 33,37	+ 22,47
df = 131	t =	—	—	—	—	—	—	2,15	—	3,04	—	2,45	2,64
df = 125	t =	—	—	—	—	—	—	1,98	—	2,62	—	2,36	2,62
	P =	—	—	—	—	—	—	0,05	—	0,01	—	0,02	0,01
Sign. nivå:		—	—	—	—	—	—	(s)	0	S	0	s	S

Tabell 66

B P I, Sundbo y/C.V.

		Percentil-värden						Rå-värden + 200					
		I	II	III	IV	V	VI	I	II	III	IV	V	VI
C.V.-skolan													
(N = 67)	M =	35,60	45,30	27,40	48,10	45,50	34,30	101,20	217,40	136,20	240,50	130,60	140,30
	σ =	25,01	21,13	23,50	22,32	26,04	23,80	64,82	32,88	38,98	46,58	67,99	48,08
Sundbo yrkesskola													
(N = 98)	M =	41,17	41,27	35,51	52,08	49,47	40,37	113,80	211,45	149,87	248,36	146,34	153,77
	σ =	27,65	23,23	26,17	25,83	28,04	24,26	69,37	36,59	41,05	52,18	81,83	45,46
	D =	− 5,57	+ 4,03	− 8,11	− 3,98	− 3,97	− 6,07	− 12,60	+ 5,95	− 13,67	− 7,86	− 15,74	− 10,47
df = 163	t =	—	—	—	—	—	—	1,19	—	2,15	—	1,34	1,40
df = 150	t =	—	—	—	—	—	—	1,66	—	1,98	—	1,66	1,66
	P =	—	—	—	—	—	—	0,10	—	0,05	—	0,10	0,10
Sign. nivå:		—	—	—	—	—	—	0	0	(s)	0	0	0

Tabell 67

B P I, Lövsta y/Sundbo y

		Percentil-värden						Rå-värden + 200					
		I	II	III	IV	V	VI	I	II	III	IV	V	VI
Lövsta yrkesskola													
(N = 66)	M =	44,56	44,97	40,71	49,30	54,91	47,47	128,53	216,95	159,53	241,83	163,97	165,77
	σ =	28,15	24,41	28,17	24,51	28,02	27,17	80,09	39,89	48,21	50,41	86,38	49,49
Sundbo yrkesskola													
(N = 98)	M =	41,17	41,27	35,51	52,08	49,47	40,37	115,80	211,45	149,87	248,36	146,34	153,77
	σ =	27,65	23,23	26,17	25,83	28,04	24,26	69,37	36,59	41,05	52,18	81,83	45,46
	D =	+ 3,39	+ 3,70	+ 5,20	— 2,78	+ 5,44	+ 7,10	+ 14,73	+ 5,50	+ 9,66	— 6,53	+ 17,63	+ 12,00
df = 162	t =	—	—	—	—	—	—	1,21	0,88	1,33	0,80	1,30	1,56
df = 150	t =	—	—	—	—	—	—	1,66	0,68	1,66	0,68	1,66	1,66
	P =	—	—	—	—	—	—	0,10	0,50	0,10	0,50	0,10	0,10
Sign. nivå:		—	—	—	—	—	—	0	0	0	0	0	0

där någon signifikans mellan Lövsta och normalgruppen överhuvudtaget uppträdde, rangordningen i samtliga fyra är densamma, nämligen Lövsta, Sundbo, CV-skolan, dvs Sundbo-gruppens resultat ligga i dessa fyra variabler mellan Lövstas och normalgruppens resultat.

Om man interpreterar de variabler, i vilka Lövsta skiljer sig från normalgruppen enligt metodens författare, skulle man kunna säga, att Lövsta-gruppen visat sig vara mer emotionellt instabil, mer introvert, visat mer underlägsenhetskänslor och dålig anpassning till omgivningen, och slutligen att individer tillhörande denna grupp visat större tendens till att vara oberoende, ensamma, ej gruppmänniskor, jämfört med vår använda normalgrupp. Sundbo-gruppen återigen uppvisade i dessa fyra variabler tendenser i samma riktning som Lövsta-gruppen, men var blott i ett fall signifikant skild från normalgruppens resultat.

Sammanfattas resultaten av undersökningen med BPI, kan det konstateras:

att Lövsta och normalgruppen starkt åtskiljas i variablerna III och VI, något mindre starkt i variabel V och minst starkt i variabel I. I återstående två variabler uppträda inga signifikanta differenser;

att differenser mellan Sundbo och normalgruppen var något signifikant i en variabel, III;

att inga signifikanta differenser uppträdde mellan de båda vanartsgrupperna, Lövsta och Sundbo; samt

att H (13) partiellt konfirmerats (i vad avser variablerna I, III, V och VI).

11. MMPI

Elever tillhörande Lövsta yrkesskola, Sundbo yrkesskola och Centrala Verkstadsskolan undersöktes med MMPI, individualversionen.[4]

[4] Hathaway & Mc Kinley (1943) och Supplementary Manual (1946). Detta Inventory består av 550 satser som skola sorteras i tre högar »sant», »falskt» och »kan ej säga» alltefter fp:s egen uppfattning. Författaren har översatt satserna till svenska och har vid slutgranskningen haft värdefull hjälp av Mr James Harker, då det gällt att finna motsvarande svenska ord och uttryck. För uppgifter om instrumentets standardisering och uppbyggnad hänvisas till ovanstående arbete, till tidsskriftslitteraturen och till Hathaway & Mc Kinley (1951). I denna revision (1951) har en av de flerfaldiga senare tillkomna skalorna medtagits, nämligen Drake's Si-skala, mätande social introversion-extroversion. Emedan Si-skalan officiellt antogs av konstruktörerna av MMPI först i 1951 års revision, har den ej medtagits i våra egna undersökningar. Då denna skala även bygger på de 550 satserna, kan en kompletterande undersökning lätt utföras.

Undersökta grupper och antal ingående försökspersoner voro:

	(N)	För korsvalidering tillkomma (N)
Lövsta yrkesskola	71	35
Sundbo »	70	—
CV-skolan	72	35
S:a	213	70

Varje försöksprotokoll har rättats och poängsatts enligt originalmetoden och råvärdena ha omsatts i T-poäng enligt i manualen ingående tabeller. Den efter instrumentets utgivande konstruerade K-skalan (Supplementary Manual for the MMPI) har även använts. Vid jämförelse skolorna emellan ha vi ansett det riktigast att beräkna gruppmedelvärden och spridning på varje fp:s råvärde (korrigerat med K) och undersöka gruppdifferenserna mellan de så erhållna medelvärdena. I Fig. 9 äro råmedelvärdena omsatta i T-poäng enligt originalmetoden för att underlätta jämförelser med den ursprungliga standardgruppen.

Samtliga formellt genomförda testningar ha medtagits vid bearbetningen. I några få fall föreligga dock skäl för att ev. ej godtaga några fp-ers resultat, emedan validitetsskalorna ge vid handen, att validiteten i de kliniska skalorna starkt kan ifrågasättas.[5] Efter vilka grunder en sådan eliminering av

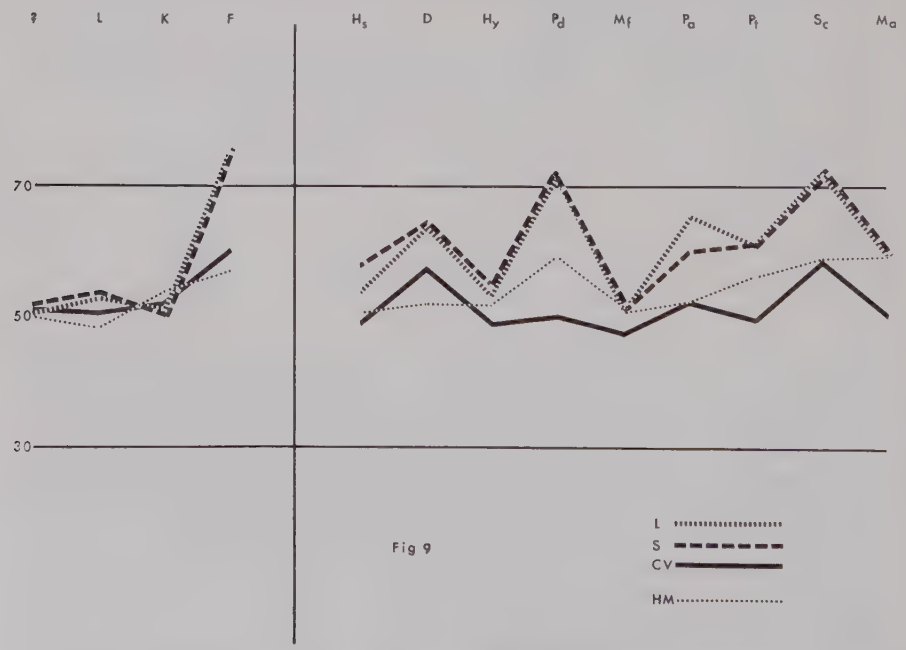


Fig. 9. MMPI, Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan. HM = Hathaway & Monachesi's mtrl.

[5] Beteckningarna »validitetsskalor» och »kliniska skalor» äro Hathaway & Mc Kinley's (1951 s. 18—19).

ev. dubiösa resultat skall ske, är emellertid ett intrikat problem. Vi ha därför ansett det riktigast att redovisa resultaten från alla formellt fullbordade testningar.

Vi utföra som tidigare en signifikansanalys för att undersöka om och hur instrumentet differentierar mellan de olika grupperna.

Jämföres Lövsta och normalgruppen erhålles (tabell 68).

Mellan resultaten i personlighetsvariablerna föreligga starkt signifikanta skillnader ifråga om depressiva drag (D), psykopatiska drag (Pd), paranoiska drag (Pa), psykasteniska drag (Pt), schizothyma drag (Sc) och hypomana drag (Ma). De tre återstående variablerna ge signifikanta skillnader på 0,02-nivån för hysteriska drag (Hy) och på 0,05-nivån för hypokondriska drag (Hs) och maskulina-feminina drag (Mf). Av validitets- och korrektionsvariablerna ger endast F signifikant skillnad mellan Lövsta och normalgruppen.

Sundbo/CV-skolan ger följande differenser (tabell 69).

I stort sett utfaller, som synes, jämförelsen på samma sätt som mellan Lövsta och normalgruppen och visar att i de flesta personlighetsvariablerna signifikanta skillnader uppkommit.

Vi jämföra så till slut de båda vanartsgrupperna Lövsta/Sundbo (tabell 70).

Inga differenser, signifikanta på 0,01-nivån eller under uppträda här. Endast på ett ställe uppträder en skillnad, som ger signifikans på 0,05-nivån, och den gäller paranoida drag (Pa), där Lövsta-gruppen uppnått högre medelvärde än Sundbo-gruppen.

Vi se således, att Lövsta-eleverna och Sundbo-eleverna uppvisa mycket lika resultat, men att de båda grupperna i flertalet variabler skilja sig från normalgruppen.

Även här ha grupper från olika år, men tillhörande samma skola, ingått.

Jämföres Lövsta 1949/Lövsta 1951 erhålles (tabell 71).

Inga differenser äro signifikanta.

På Sundbo voro sommaren 1950 50 st. elever tillgängliga för undersökning. Då det var önskvärt att erhålla en grupp av samma storleksordning som övriga skolors, undersökta med MMPI, insamlades resultat genom annan fl å en grupp på 20 elever, som under hösten 1950 och våren 1951 intogos å skolan.[6]

Jämföras dessa erhållas de resultat som framgå av tabell 72.

[6] Resultaten insamlades av assistent Åke Härén, Sundbo yrkesskola, och rättades och bearbetades av förf. Assistent Härén genomgick även nämnda grupp med Bernreuters Personality Inventory och ord-ass.-test enl. Rapaport. Förf. vill här ge uttryck åt sin uppskattning av detta arbete, som utförts med stor omsorg och noggrannhet.

Tabell 68

M M P I, Lövsta y/C.V.

		Validitetsskalor				Kliniska skalor								
		?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
Lövsta yrkesskola 1949, 1951 (N = 71)	M =	30,07	4,90	13,25	13,72	13,20	21,97	17,83	27,66	21,24	13,07	27,87	33,77	20,83
	σ =	44,10	2,35	4,52	8,40	4,24	4,52	5,34	5,38	5,11	4,87	7,11	10,70	5,50
C.V.-skolan 1949, 1950 (N = 72)	M =	35,70	4,20	13,40	7,10	11,70	19,60	15,80	19,30	19,60	8,70	23,00	26,80	16,90
	σ =	30,00	2,60	5,80	6,00	3,60	4,10	4,00	6,78	4,00	2,60	5,66	7,14	3,87
	D =	— 5,63	+ 0,70	— 0,15	+ 6,62	+ 1,50	+ 2,37	+ 2,03	+ 8,36	+ 1,64	+ 4,37	+ 4,07	+ 6,97	+ 3,93
df = 141	t =	0,88	1,68	0,17	5,37	2,26	3,26	2,55	8,12	2,12	6,63	3,76	4,55	4,90
df = 150	t =	0,68	1,66	0,68	2,61	1,98	2,61	2,35	2,61	1,98	2,61	2,61	2,61	2,61
	P =	0,50	0,10	0,50	0,01	0,05	0,01	0,02	0,01	0,05	0,01	0,01	0,01	0,01
Sign. nivå:		0	0	0	S	(s)	S	s	S	(s)	S	S	S	S

Tabell 69

M M P I, Sundbo y/C.V.

		Validitetsskalor				Kliniska skalor								
		?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
Sundbo yrkesskola 1950, 1951 (N = 70)	M =	37,43	5,36	12,60	14,16	14,41	22,40	19,06	27,83	21,36	11,43	28,61	33,53	20,96
	σ =	38,50	2,33	11,04	4,98	5,94	4,16	6,89	4,92	5,15	4,22	6,54	9,69	4,70
C.V.-skolan 1949, 1950 (N = 72)	M =	35,70	4,20	13,40	7,10	11,70	19,60	15,80	19,30	19,60	8,70	23,80	26,80	16,90
	σ =	30,00	2,60	5,80	6,00	3,60	4,10	4,00	6,78	4,00	2,60	5,66	7,14	3,87
	D =	+ 1,73	+ 1,16	— 0,80	+ 7,06	+ 2,71	+ 2,80	+ 3,26	+ 8,53	+ 1,76	+ 2,73	+ 4,81	+ 6,73	+ 4,06
df = 140	t =	0,30	2,78	0,53	7,59	3,25	4,01	3,41	8,54	2,26	4,60	4,65	4,67	5,57
df = 150	t =	0,68	2,61	0,68	2,61	2,61	2,61	2,61	2,61	1,98	2,61	2,61	2,61	2,61
	P =	0,50	0,01	0,50	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,05	0,01	0,01	0,01	0,01
Sign. nivå:		0	S	0	S	S	S	S	S	(s)	S	S	S	S

Tabell 70

M M P I, Lövsta y/Sundbo y

		Validitetsskalor				Kliniska skalor								
		?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
Lövsta yrkesskola 1949, 1951 (N = 71)	M =	30,07	4,90	13,25	13,72	13,20	21,97	17,83	27,66	21,24	13,07	27,87	33,77	20,83
	σ =	44,10	2,35	4,52	8,40	4,24	4,52	5,34	5,38	5,11	4,87	7,11	10,70	5,50
Sundbo yrkesskola 1950, 1951 (N = 70)	M =	37,43	5,36	12,60	14,16	14,41	22,40	19,06	27,83	21,36	11,43	28,61	33,53	20,96
	σ =	38,50	2,33	11,04	4,98	5,94	4,16	6,89	4,92	5,15	4,22	6,54	9,69	4,70
	D =	− 7,36	− 0,46	+ 0,65	− 0,44	− 1,21	− 0,43	− 1,23	− 0,17	− 0,12	+ 1,64	− 0,74	+ 0,24	− 0,13
df = 139	t =	1,05	1,16	0,45	0,38	0,44	0,58	1,17	0,19	0,14	2,12	0,64	0,14	0,15
df = 150	t =	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	1,98	0,68	0,68	0,68
	P =	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50
Sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	0	0	(s)	0	0	0

Tabell 71

MMPI, Lövsta y 1949/Lövsta y 1951

		Validitetsskalor				Kliniska skalor								
		?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
Lövsta yrkesskola 1949														
(N = 36)	M =	21,53	5,19	13,61	12,47	13,08	22,14	17,83	27,39	20,69	12,72	27,28	32,78	20,53
	σ =	33,00	3,30	4,24	9,22	3,76	5,00	3,87	5,22	2,83	3,87	6,87	10,10	5,94
Lövsta yrkesskola 1951														
(N = 35)	M =	38,86	4,60	12,89	15,00	13,31	21,80	17,83	27,94	21,80	13,43	28,49	34,80	21,14
	σ =	51,80	2,24	3,33	8,01	4,73	4,63	6,00	5,52	5,53	5,05	7,23	11,10	4,92
	D =	− 17,33	+ 0,59	+ 0,72	− 2,53	− 0,23	+ 0,34	± 0,00	− 0,55	− 1,11	− 0,71	− 1,21	− 2,02	− 0,61
df = 69	t =	1,65	0,87	0,81	1,22	0,22	0,29	0,00	0,42	1,04	0,65	0,84	0,79	0,47
df = 70	t =	1,67	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
	P =	0,10	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50
Sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabell 72

M M P I, Sundbo y 1950/Sundbo y 1950—51

		Validitetsskalor				Kliniska skalor								
		?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
Sundbo yrkesskola 1950														
(N = 50)	M =	34,14	4,98	14,46	13,02	14,56	22,52	19,12	28,18	21,02	10,90	29,48	34,18	21,08
	σ =	27,70	2,00	5,66	8,37	6,08	4,39	6,40	5,06	4,90	4,36	6,63	9,59	4,49
Sundbo yrkesskola 1950—51														
(N = 20)	M =	45,65	6,30	13,40	11,55	14,05	22,10	18,90	26,95	22,20	12,75	26,45	31,90	20,65
	σ =	176,00	2,51	6,20	9,09	5,52	3,23	7,16	4,48	5,86	4,45	5,68	9,79	5,23
	D =	— 11,51	— 1,32	+ 1,06	+ 1,47	+ 0,51	+ 0,42	+ 0,22	+ 1,23	— 1,18	— 1,85	+ 3,03	+ 2,28	+ 0,43
df = 68	t =	0,28	2,05	0,65	0,61	0,33	0,43	0,01	0,98	0,78	1,55	1,88	0,87	0,32
df = 70	t =	0,68	2,00	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68	1,67	1,67	0,68	0,68
	P =	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,10	0,10	0,50	0,50
Sign. nivå:		0	(s)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Inga differenser i de kliniska skalorna äro signifikanta, endast en validitetsvariabel, »lie-score» (L), ger en signifikans på 0,05-nivån och innebär, att den senare undersökta gruppen i något större utsträckning haft en tendens att sortera satserna så, att den skulle framstå i socialt gynnsammare dager än vad som rimligtvis kan vara normalt.[7] De båda årgångarna Lövsta-elevers resultat äro således väl jämförbara och likaså de båda grupperna Sundbo-elevers resultat. I det senare fallet har dessutom olika fl fungerat.

Hos normala fp ligga variablerna i allmänhet mellan 30 och 70 T-poäng. Hos olika grupper av abnorma över 70 T-poäng. Gruppmedelvärdena i personlighetsvariablerna ge i våra vanartsgrupper, i två av variablerna, Pd och Sc, T-poäng som överstiga 70. Betrakta vi normalgruppens (CV-skolans) kurva ligger den mycket nära 50 T-poäng i alla personlighetsvariabler utom två, D och Sc. Förklaringen till dessa avvikelser kan vara denna: den normalgrupp som använts vid instrumentets ursprungliga standardisering bestod av personer i åldrarna 16 –65 år.[8] Vår normalgrupp 15—20-åringar är sålunda i åldershänseende starkt selektiv i förhållande till hela standardgruppen. Normalgruppen ligger på en medelålder av c:a 17 år och befinner sig således i den period, som brukar kallas adolescensen. Det kan därför tänkas, att »topparna» i D och Sc sammanhänga med karakteristiska personlighetsdrag för denna period i livet.[9] Det är inte ovanligt att i litteraturen påträffa utsagor om att nedstämdhet, bristande självförtroende, introversion och tendens till ängslan och oro å ena sidan, och bristande verklighetskontakt, bizarra idéer och sociala kontaktsvårigheter å den andra sidan, äro typiska för adolescensen. De två skalorna D och Sc avse att mäta bl. a. dessa drag.

Vill man sätta vanartsgruppernas resultat i relation till ett absolut standardvärde, är det lätt att räta ut kurvan för vår normalgrupp genom att göra en ny T-poängskala med Verkstadsskole-gruppen som referensgrupp. Dennas kurva kommer då att utgöras av en rät linje

[7] Se föreg. not. Att fl denna gång tillhört skolans personal, *kan* vara en förklaring härtill.

[8] Hathaway and Mc Kinley (1943) s. 10. I åldersgruppen 16—25 år ingingo 77 ogifta män. Vår använda normalgrupp 15—20 år innehöll 72 ogifta män. Eftersom åldersintervallet här är mindre, är vårt antal 15—20-åringar sannolikt större än antalet i samma åldersgrupp i den ursprungliga standardgruppen.

Planer på att ge ut en svensk version av instrumentet föreligga. Den skulle bygga på här insamlat material samt på material förvarat å psykologiska institutionen i Uppsala jämte på ev. tillkommande grupper av vuxna fp:er.

[9] I en omfattande undersökning å amerikanskt material (Hathaway & Monachesi 1953) i åldrarna 14—16 år lågo även där D och Sc över standardgruppens 50 T-score ($P < 0{,}05$ resp. $P < 0{,}01$), men även andra skalor skilde sig signifikant från urspr. standardgruppens medelvärden. Se vidare Fig. 9.

på 50 T-poängnivån och de båda andra kurvorna förändras då med hänsyn härtill, men en inbördes jämförelse mellan grupperna kan lika bra göras utan en sådan operation.

Sammanfattas resultaten av undersökningarna med MMPI, kan det konstateras:

att instrumentet i flertalet av de ingående personlighetsvariablerna ger signifikanta differenser mellan å ena sidan *båda* vanartsgrupperna och å den andra sidan normalgruppen;

att största skillnaden uppkom i Pd-variabeln (psykopatiska drag);

att inga differenser mellan de båda vanartsgrupperna voro starkt signifikanta. Den största var i Pa-variabeln (paranoiska drag), som var signifikant på 0,05-nivån, innebärande att Lövstagruppen, i förhållande till Sundbo-eleverna, uppvisade något större inslag av individer med sådana drag;

att instrumentet tydligen differentierar mellan vanartiga och normala, *men ej mellan olika kategorier vanartiga, av de slag vi använt i undersökningen*;

att de variabler instrumentet undersöker, i litteraturen ofta ansetts vara rätt starkt miljöbetingade[1], och att det under denna förutsättning är intressant att iaktlaga, att de båda vanartsgrupperna uppvisa nära nog identiskt lika genomsnittsresultat; samt

att H (14) verifierats, men att även andra variabler givit upphov till starkt signifikanta differenser.

12. »MINIATURE LIFE SITUATIONS»

Tre situationer (MLS), liknande dem Hartshorne & May använt och avsedda att utröna tendenser till fusk, ha applicerats på alla, i undersökningen ingående 10—15-årsgrupper. Alla försöken ha givits som individualförsök. För att uppnå önskad motivation ha proven arrangerats så, att de skulle kunna tänkas vara lustbetonade. Erfarenheterna vid testningarna bekräftade detta. Fp-erna tycktes i allmänhet anse proven roliga och strävade efter att uppnå så hög poäng som möjligt. Proven behandlas nedan var för sig.

a) »*Måltavlan*». En tio-ringad måltavla av den typ, som används vid korthållsskjutningar och med en diameter av 20 cm, uppsattes på en vägg i fp:s ögonhöjd.

[1] Talrika undersökningar av olika kliniska grupper, som varit utsatta för terapeutisk påverkan av icke-organiskt slag, t. ex. genom deltagande i ett socialt rehabiliteringsprogram el. dyl., visa att förändringar i olika MMPI-variabler då ofta erhållits. Jfr HB!

Fp ställdes på ett avstånd av 5 m från tavlan och förseddes med en 20 cm lång pekpinne. Fp fick nu i ett förförsök sikta med pekpinnen mot tavlan och gå fram och försöka träffa pricken (10-an). I de egentliga försöken tillsades fp att först sikta med pinnen mot pricken, därpå sluta båda ögonen, gå framåt och med slutna ögon försöka träffa tavlan. När tavlan (eller väggen) nåtts, fick fp rapportera den poäng han erhållit. Fl var placerad så att tendenser till fusk möjliggjordes. Varje fp gjorde sammanlagt 10 försök. Poängen sammanräknades och meddelades fp.

Skall i detta försök, liksom i det följande, en absolut bestämning av tendensen till fusk eftersträvas, bör givetvis i en grupp, som ej ingår i försöksgrupperna, försök utföras, där varje tendens till fusk är omöjliggjord. Relativa jämförelser kunna emellertid göras utan en sådan bestämning, nämligen om vi göra det antagandet, att en hög poäng i en, i det närmaste orimlig, uppgift indicerar, att fusk har ägt rum. (Ett antal förförsök med andra fp än de senare medverkande anställdes, och de visade, att både i denna (a) och i den följande uppgiften (b) var det i det närmaste omöjligt att överhuvudtaget uppnå någon poäng alls.)

Antaga vi alltså, att ju högre poäng individerna uppnått, desto större ha tendenserna till fusk varit, så visar tabell 73, att av 100 möjliga poäng har Lövsta-gruppen i medeltal uppnått 50,9, Folåsa 47,8 och Uppsala folkskolor 43,9. Inga differenser äro dock, som synes, signifikanta på 0,05-nivån eller därunder (tabell 73).

Inga differenser äro signifikanta och tyda på att tendenserna till fusk varit större i någon av grupperna jämfört med övriga, men att,

Tabell 73

»Måltavlan», Lövsta s/Uppsala, Folåsa s/Uppsala, Lövsta s/Folåsa s

Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 43)	M = 50,90 σ = 25,80	Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M = 47,80 σ = 22,70	Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 43)	M = 50,90 σ = 25,80
Uppsala folkskolor 1948 (N = 56)	M = 43,90 σ = 23,30	Uppsala folkskolor 1948 (N = 56)	M = 43,90 σ = 23,30	Folåsa skolhem 1948 (N = 30)	M = 47,80 σ = 22,70
	D = + 7,00		D = + 3,90		D = + 3,10
df = 97	t = 1,38	df = 84	t = 0,75	df = 71	t = 0,54
df = 100	t = 1,66 P = 0,10	df = 80	t = 0,68 P = 0,50	df = 70	t = 0,68 P = 0,50
Sign. nivå:	0	Sign. nivå:	0	Sign. nivå:	0

med hänsyn till de höga poängtalen, fusk sannolikt har förekommit i samtliga grupper.

b) »*Landskapet*». Detta försök utfördes med hjälp av den å bild 4 visade försöksanordningen. Det gick under beteckningen »synminnesprov».

På en träplatta, målad som ett landskap med vägar och sjöar, voro ett antal föremål, hus, träd, bilar etc., uppställda. Inalles var det 22 föremål och konturerna av varje föremål voro utritade på plattan. Det område, som varje föremål precis täckte, var ej färglagt (vitt) och var dessutom försett med ett nummer. Samma nummer var åsatt det föremål, som skulle stå på respektive plats. När fp kom in i rummet, var »landskapet» iordningställt och fp placerades på en stol framför detsamma. Det sades nu, att provet var avsett att undersöka »synminnet» och fp uppmanades att noga fixera landskapet under 3 min. och söka inprägla i minnet, huru figurerna voro uppställda. När de 3 minuterna gått till ända, fördes alla föremålen åt sidan till höger om plattan, och fp uppmanades nu att försöka ställa dem på deras rätta platser igen. Bägge händerna fingo användas vid uppställningen, men fp tillsades att sluta båda ögonen, enär det skulle vara ett prov, som avsåg »synminnet». Bordet med försöksanordningen var placerat i ett hörn av rummet och fp satt med ansiktet vänt in mot hörnet. Möjligheter till fusk förelågo således. När fp sade sig vara färdig med uppgiften, vidtog

Bild 4. Försöksanordning, MLS b) »Landskapet».

poängberäkning. Därvid gavs 1 poäng för varje föremål, som var placerat exakt på den avsedda platsen och med föremålets konturer sammanfallande med den utritade konturen å plattan. För att göra poängberäkningen mera illusorisk gavs ½ poäng för varje föremål, som täckte någon del av den plats, det egentligen skulle stå på. Endast hela poäng ha medräknats i den följande sammanställningen. I några förförsök visade det sig vara praktiskt taget omöjligt, att med helt slutna ögon få ett föremål att stå exakt på den avsedda platsen. Det kan därför på goda grunder antagas, att i de fall ett högt poängtal nåtts, detta berott på att fp brutit mot instruktionen och haft ettdera eller båda ögonen öppna.

Medeltalet fullkomligt rätt uppställda figurer var för Lövsta 7,9, för Folåsa 4,17 och för Uppsala folkskolor 5,64. Differenserna mellan grupperna framgå av tabell 74.

Anmärkningsvärt är att Folåsa nått i medeltal *lägre* poäng än normalgruppen och därför får antagas ha »fuskat» i mindre utsträckning än denna, men skillnaden mellan dessa två är ej signifikant. Enda signifikanta differensen är den mellan Lövsta och Folåsa ($P < 0{,}01$).

c) »*40 frågor*». 40 frågor, huvudsakligen avseende tekniska uppgifter, sammanställdes. Efter varje fråga funnos tre svar, varav ett var rätt och de två övriga felaktiga. Frågorna valdes med tanke på, att de skulle vara så svåra, att praktiskt taget ingen skulle veta det rätta svaret. Några exempel på frågorna äro följande:

Tabell 74

»Landskapet», Lövsta s, Folåsa s och Uppsala folkskolor

Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 43)	M = 7,90 σ = 7,09	Folåsa skolhem 1948 (N = 28)	M = 4,17 σ = 5,93	Lövsta skolhem 1946, 1949 (N = 43)	M = 7,90 σ = 7,09
Uppsala folkskolor 1948 (N = 56)	M = 5,64 σ = 4,52	Uppsala folkskolor 1948 (N = 56)	M = 5,64 σ = 4,52	Folåsa skolhem 1948 (N = 28)	M = 4,17 σ = 5,93
	D = + 2,26		D = — 1,47		D = + 3,73
df = 97	t = 1,78	df = 82	t = 1,13	df = 69	t = 3,04
df = 100	t = 1,66 P = 0,10	df = 80	t = 1,66 P = 0,10	df = 70	t = 2,63 P = 0,01
Sign. nivå:	0	Sign. nivå:	0	Sign. nivå:	S

1. Statisk elektricitet uppkommer:
   a) i statorn på en tvåfasgenerator
   b) vid gnidning av glas med en yllelapp
   c) i fältlindningen på en asynkronmotor.

13. En gyrostabilisator är:
   a) stabiliseringsorgan på en autogiro
   b) kompass som fungerar oberoende av missvisningen på orten
   c) anläggning på fartyg för att hindra dess rullning.

20. Ett teleskop är:
   a) apparat för kontroll av telefonnätet
   b) stjärnkikare
   c) automatisk telegraferingsmaskin.

Andra frågor avsågo rent statistiska uppgifter som t. ex. följande:

3. Hur många inregistrerade motorcyklar tror Du det fanns i landet år 1939?
   a) 25.368
   b) 30.728
   c) 29.520

10. Svensk industri sysselsatte år 1941:
   a) 788.176 arbetare
   b) 697.468 »
   c) 552.727 »

De 40 frågorna uppdelades slumpvis (genom lottning) i två hälfter A (1—20) och B (21—40). Ett facit utskrevs till vardera häftet (A resp. B). Prövningen skedde individuellt och för fp omtalades, att provet avsåge att utröna, om fp hade några intressen för tekniska saker, bilar, motorcyklar, flygplan, motorer etc. och visste något om dessa ting. Slumpvis fick fp börja med antingen häfte A eller häfte B. Facit togs fram av fl, när frågorna genomgåtts, och provet rättades medan fp såg på och denne fick då se, hur facit användes. Därefter fick fp genomgå de återstående 20 frågorna. Dessa fingo rättas av fp själv med ledning av facit.

Om fp ej haft någon som helst kunskap om frågorna och alla svarsalternativen varit lika rimliga borde häftet utan facit i medeltal ha givit 20/3 = 6,666.. rätta svar, om endast slumpen varit rådande. I två fall ligger medeltalet strax ovanför detta värde (6,667) och i ett fall t. o. m. under. Det sistnämnda kan ev. bero på att några av de felaktiga svaren förefallit de prövade sannolikare än de rätta, men kan också vara slumpens verk.

Medeltalet rätta svar, som erhållits i de olika grupperna, framgår av tabell 75.

I alla tre grupperna har en ökning av antalet rätta svar skett, när facit varit åtkomligt, och måste betyda, att fp-erna i viss utsträckning använt sig av detsamma på sådant sätt, att de vid rättningen korrigerat sina ursprungliga svar, i riktning mot bättre överensstämmelse med facit. Medeltalet i II är fallande i riktning Lövsta, Folåsa, Uppsala. Sättes medeltalet i II i relation till medeltalet i I erhålles kvoterna 1,54, 1,28 och 1,70 för resp. Lövsta, Folåsa och Uppsala. Sättes det i rela-

Tabell 75

»40 frågor», Lövsta s, Folåsa s och Uppsala folkskolor

	Lövsta (N = 40)	Folåsa (N = 30)	Uppsala folksk. (N = 56)
I. Utan facit	M = 6,80	M = 7,20	M = 5,30
II. Med facit	M = 10,50	M = 9,23	M = 9,00

tion till det medeltal rätt som slumpen borde ha givit i I erhålles kvoterna 1,57, 1,38 och 1,35.

Oberoende av huru man beräknar det inflytande, som tillgången till facit haft på medeltalet rätta svar[2], ha inga signifikanta skillnader mellan de tre klientelen kunnat uppvisas, utan vi måste konstatera, att alla tre uppnått högre medelpoäng, när facit funnits tillgängligt, och att således tendenser till fusk förekommit i alla tre grupperna.

Sammanfattas resultaten av försöken med MLS av liknande slag som Hartshorne & May använt, kan det sägas:

att några markanta skillnader ifråga om tendenser att bryta mot de givna förutsättningarna, m. a. o. att »fuska», icke förelegat i de undersökta grupperna. Enda signifikanta differensen var, att Folåsa i *ett* av de tre försöken visat mindre »fusktendenser» än Lövsta. Vidare

att det på goda grunder kan antagas, att »fusk» i betydande utsträckning förekommit i samtliga tre elevkategorier och att sålunda proven alltför lätt inbjudit till »fusk» — så lätt, att någon differentiering ej åstadkommits; samt

att H (15) icke konfirmerats.

13. ORD-ASSOCIATIONSTEST

Metoden att använda ord både som stimulusmaterial och som väntad svarsreaktion är gammal. Den kan ledas tillbaka till de tidiga

[2] Ingen signifikant skillnad erhölls mellan antalet rätta svar i de frågor, som avsågo rent statistiska uppgifter (enl. ex. 3 och 10) jämfört med rätta svar i övriga (liknande ex. 1, 13 och 20) frågor. Detta, tillsammantaget med att medeltalet rätt i alla tre grupperna blev 6,43, då enbart slumpen borde ha givit 6,67, förutsatt att alla tre alternativen tett sig lika lockande, visar att frågorna haft sådan svårighetsgrad, att närmast ren gissning förelegat. Ökningen av medeltalet rätt då facit funnits tillgängligt, kan då tillskrivas inverkan från detsamma.

associationspsykologerna. Ansatser ha även förekommit dessförinnan. Woodworth & Schlosberg (1954) ger en historisk bakgrund till dessa experiment.

Ehuru sedan gammalt hemmahörande inom den experimentella psykologien som en metod för studium av associationsförlopp inom minnes-, inlärnings- och tankepsykologi, har den på nytt dykt upp inom personlighetspsykologien och då ofta betecknats som en projektiv teknik (Woodworth & Schlosberg 1954). Numera är vanligt att metoden räknas dit vid översikter av projektiva metoder.[3] Ofta har den i detta sammanhang använts som en fri associationsmetod, men tekniker med bundna svarsalternativ (Terman & Miles 1936) och sådana med homonymer som stimulusord (Goodenough 1949) ha också förekommit. Långt innan termen »projektiv» präglats och slagit igenom, har dock metoden med fri ord-association använts i diagnostiska sammanhang inom abnormpsykologi och psykiatri. Redan 1879 experimenterade Francis Galton med denna metod och den användes även i Wundts laboratorium. Med Kraepelin, Aschaffenburg, Jung och Riklin kom tillämpningen av metoden för diagnostisering av »komplex» eller »centra för emotionell irritation» (Symonds 1931). Kent & Rosanoff (1910) utvecklade tekniken framför allt som ett psykiatriskt sållningsinstrument och standardiserade den på olika grupper, normala och abnorma (Anastasi 1954). Såväl Jungs lista som Kent & Rosanoffs bestod av 100 stimulusord och återfinnas bl. a. hos Symonds (1931 s. 362). Jungs lista var sammansatt så, att den kom att innehålla ord, representerande vanliga emotionella »komplex», Kent & Rosanoffs däremot ord, som ej voro speciellt ägnade att indikera personliga emotionella problem utan snarare hade en neutral karaktär och avsedda att möjliggöra en bestämning av vanliga (normala) svarsreaktioner i förhållande till ovanliga (abnorma) sådana (Freeman 1950 s. 428).[4]

Andra sådana ordlistor ha framkommit, vilka haft mer eller mindre gemensamt med de förut nämnda.

Den nyaste och den, som kan sägas representera en pånyttfödelse av det kliniska intresset för metoden, torde vara den, som använts av Rapaport, Gill & Shafer (Freeman 1950 s. 431). Den återfinnes i översikterna av de projektiva metoderna hos bl. a. Rosenzweig (1949), Freeman (1950), Anderson & Anderson (1951) och Anastasi (1954).

Rapaports lista består av 60 ord, de flesta substantiv, ursprungligen sammanställd av Orbison för att användas vid experiment med Luria-tekniken (Rapaport vol. II 1946 s. 13). Bland de 60 orden finnas åtskilliga, som valts från psykoanalytiska utgångspunkter och många av dem ha relationer till psyko-sexuella konflikter (Anastasi 1954 s. 610). Rapaports data baseras på

[3] T. ex. hos Rapaport (1946), Goodenough (1949), Rosenzweig (1949), Freeman (1950), Anderson & Anderson (1951), Vernon (1953).

[4] Kent & Rosanoffs test föll ur bruk på grund av att man så småningom insåg, att frekvensen av olika svar intimt sammanhängde med variationerna i fråga om ålder, social bakgrund, utbildningsnivå, regionalt och kulturellt ursprung m. fl. andra faktorer. Svårigheten att framställa normativa tabeller, som togo hänsyn till allt detta, syntes oöverkomlig, såvida testet icke användes för en strängt begränsad population (Anastasi 1954 s. 610).

en sample av 151 vuxna, innehållande psykotiker, neurotiker och normala. Normalgruppen består av 54 »Kansas Highway Patrolmen», en grupp som säkert ej var likvärdig med de psykiatriska patienterna i fråga om ålder, kön, skolutbildning, socialgruppstillhörighet etc. Bl. a. beroende på detta måste Rapaports resultat betraktas som ytterligt tentativa (Anastasi 1954 s. 611). Går man till Rapaports egna tabeller, finner man, att antalet individer i de kliniska undergrupperna är litet, i vissa fall under 10, ja t. o. m. en grupp på 4 redovisas där (Rapaport vol. II 1946 s. 53). Ehuru de statistiska resultaten därför få tagas med synnerligen stark reservation, anses dock själva interpretationerna ha den fördelen, att de äro baserade på en analys av vad författarna tro vara de psykologiska processer, som inverka på resultatet i ett ord-associationstest (Freeman 1950 s. 431. Analysen presenteras hos Rapaport vol. II s. 15—24).

Vid valet av lämpligt ord-associationstest ha vi stannat för nämnda, av Rapaport utnyttjade ordlista, dels därför att den är relativt kort (60 ord mot 100 i flera andra), dels på grund av det fylliga material, som trots ofullständig statistisk bearbetning, ändå finns samlat hos Rapaport, och dels på grund av den framträdande plats den intar i nyare litteratur och de gynnsamma förhoppningar, som ha knutits till metoden — »this (Rapaport's) approach to word association analysis, which is both imaginative and fruitful, appears to contain many stimulating hypothesis regarding the nature of the association process in abnormal and normal behavior and some new methods of classifying association responses» (Anderson & Anderson 1951 s. 289).

Lämpligheten av att i en undersökning som denna, där vi begränsat oss till att använda en huvudsakligen kvantitativ metodik, medtaga ett ord-associationstest, kan givetvis diskuteras. Härtill bör dock genmälas, att metoden har gammal hävd inom experimentalpsykologien, ofta har bearbetats kvantitativt och först på senare tid kommit att inrangeras bland de principiellt icke-kvantitativa metoderna — de projektiva. I den mån vi lyckas med att behandla resultaten från de egna undersökningarna med testet rent kvantitativt, strider ej heller användningen av detsamma mot vår tidigare (Kap. IV) deklarerade gränsdragningsprincip.

Man kan urskilja två linjer, efter vilka ord-associationstesten ha interpreterats, den ena betonande innehållet i svaren och dettas samband med resp. stimulusord (t. ex. Jung), den andra formala karakteristika hos svaren (t. ex. Kent & Rosanoff).

När Rapaport och hans medarbetare medtogo ord-associationstestet i sitt batteri, antogo de, att en behandling av svaren enligt den förra linjen skulle vara mest givande från diagnostisk synpunkt. Så visade sig emellertid icke vara fallet. »In actual use, however, the test has turned out to be of limited significance in this respect, and its use must not be restricted to such c o n t e n t-information. The 'formal characteristics' of the associative reaction have been found to be in themselves d i a g n o s t i c a l l y significant» (Rapaport II 1946 s. 13). En behandling av svaren enligt den senare linjen,

formala karakteristika, låter sig lättare förena med en kvantitativ och statistisk metodik. Vi ha i våra egna undersökningar med testet följt detta senare betraktelsesätt.[5]

De formala karakteristika, som Rapaport huvudsakligen diskuterar, äro »close reactions» och »distant reactions» (Ibid. s. 24). De förra äro reaktioner, som ha nära samhörighet med stimulusordet och som säges uppkomma på grund av »störningar i den analytiska fasen av associationsbildningen», de senare reaktioner, som äro de förras motsats och antagas bero på »interferens med den syntetiska fasen av den tankeprocess, som ligger bakom den associativa reaktionen». Enklare uttryckt: »close reactions» inträffar när fp är ur stånd att frigöra sig från stimulusordet och svarar med en upprepning av detsamma, med samma ord i förändrad grammatisk form eller liknande, »distant reactions», när svaret ej synes ha någon relation till stimulusordet. Det kan t. ex. inträffa på grund av ett omedvetet förkastande av det första ord, som dyker upp i medvetandet, men den »distanta reaktionen» kan då tänkas vara en reaktion på det förkastade, först uppdykande ordet (Anderson & Anderson 1951 s. 286). Olika typer av »close reactions» och »distant reactions» kunna enl. Rapaport inordnas i en hierarkisk serie från de mest uppenbara och tydliga reaktionerna av detta slag ner till de mera diffusa. Serien av »close reactions» (s. 24) börjar med fall, där fp upprepar stimulusordet i sitt svar (1), där en flerordig definition gives som svar (2), där reaktionen är stimulusordet självt med tillagd självreferens, t. ex. fader—min fader (3), där stimulusordet upprepas i en ordkombination, t. ex. stek—kalvstek eller gardiner -gardinstänger (4) och slutar med exempel på användningen av ljud- el. rimassociationer (clang-associations), t. ex. suga—stuga, bita—knipa, gardiner—sardiner (8)[6] och de fall, där fp svarar med att namnge föremål i undersökningsrummet (9). Ytterligare kategorier av »close reactions» kunna enl. Rapaport förekomma. På liknande sätt ordnas (s. 28) serien av »distant reactions». De mest extrema äro de, vilka, så vitt man kan se, icke ha någon förbindelse med stimulusordet, t. ex. hatt—bok, kärlek—tid (1), där någon svag förbindelse kan tänkas, men där fp uppenbarligen ej har denna klar för sig, t. ex. självmord—tjuv (2), sedan sträcker sig serien ner till reaktioner som karakteriseras som »mildly distant», t. ex. värld—tidning och mörker—kontakt (5).[7]

Ord-associationstestet har administrerats i enlighet med vad som föreslagits av Rapaport (s. 36), »Jag kommer nu att läsa upp några ord, ett i taget. Jag vill, att Du skall svara med ett annat ord. Det gör detsamma, vad det är för ett ord, men det skall vara det första ord, Du kom att tänka på sedan Du hört mitt ord. Du får skynda Dig, för jag kommer att ta' tid på det.» Här ha vi i motsats till Rapaport inskjutit en exemplifiering med ett par ord, som ej återfinnas i listan »om jag säger t. ex. — — —, så svarar Du kanske — — —. Har Du förstått nu, hur Du skall göra?» Detta för att und-

[5] Detta hindrar emellertid inte, att vi i enskilda fall kunnat iakttaga, att svarsreaktionernas innehåll, »content», pekat hän mot konfliktområden, som antytts i »case-historyn» och ofta återfunnits i det psykiatriska utlåtande, som avgivits vid observationstidens utgång.

[6] Exemplen hämtade ur författarens material, men valda i överensstämmelse med de som givits av Rapaport i motsvarande kategorier.

[7] Se föregående not.

vika missförstånd från början, speciellt med tanke på de många klent begåvade i våra använda grupper.

Svarsord och reaktionstid noteras i protokollet. Kommunikation med fp, förutom bjudningen av orden, skedde endast för att korrigera hörfel och av fl ej uppfattade svarsord. I dessa fall förfors på det sätt, som Rapaport föreslagit (s. 36), punkterna b) t. o. m. e) och följ.[8]

Vi ha i likhet med Rapaport repeterat ordlistan efter första genomgången. Instr: »Nu kommer jag att säga orden en gång till, och jag vill se, om Du kan svara med samma ord som förut. Jag kommer att ta' tid nu också.» Reproduktionerna ha noterats endast om de *avvikit* från det tidigare givna svaret. *Samma* svar ha noterats med +-tecken och kallas i forts. +-reproduktioner.[9]

Rapaport har differentierat associationsstörningarna i en hel rad olika typer, a t. o. m. y (s. 41). Till dessa 25 typer av associationsstörningar kommer så ett antal reproduktionsstörningar a t. o. m. f, — 6 stycken. Dessa störningar poängsättas och bearbetas statistiskt. Mer än *en* kvalitativ poäng kan givas för en reaktion. Svaret kan således både vara t. ex. en distansreaktion och en multi-ord-reaktion. Vi ha därvidlag följt Rapaport. Alla dessa typer av störningar uppmärksammas av Rapaport, men alla ha ej gjorts till föremål för statistisk behandling, emedan detta enl. författarna skulle vara alltför besvärligt (s. 40). Vi ha vid vår bearbetning av resultaten varit ännu mer restriktiva i detta avseende och endast bearbetat sådana formala kategorier, som kunna någorlunda lätt urskiljas och för vilka poängsättningen kan ske någorlunda objektivt. De kategorier, som huvudintresset knyter sig till i våra egna undersökningar med testet, bli i det följande: *a) populärsvar, b) reaktionstid (= tiden mellan helt avgivet stimulusord och påbörjat svar), c) +-reproduktioner, d) multi-ord-reaktioner (= fp svarar mot instruktionen med mer än ett ord), e) »close reactions» och f) »distant reactions»*. Av dessa kunna de 4 förstnämnda registreras helt objektivt i enlighet med givna definitioner. De två sistnämnda fordra viss grad av subjektiv bedömning vid kategoriseringen. Speciellt gäller detta om den sista kategorien, »distant r». Som »close r» ha alla reaktioner bedömts, där svaret innehåller en repetition av stimulusordet, komplettering av detta, eller en sats, där stimulusordet ingår (jfr tidigare gjorda exemplifieringar). Som »distant r» ha bedömts de svar, som synbarligen ej stå i någon rimlig relation till stimulusordet (jfr tidigare exempel). Det är tydligt, att speciellt den sistnämnda kategorien måste vålla svårigheter vid

[8] Rapaport har tillämpat en teknik med utfrågning (inquiry), utöver vad som fordras för att rätt kunna protokollera svaret, och har då gjort denna efter det hela testet genomgåtts (Rapaport II 1946 s. 38). Denna senare utfrågning är av liknande slag som den, som förekommer i andra projektiva test och leder främst till kvalitativa tolkningar. Då vi vid vår användning av testet främst syftat till att undersöka möjligheterna till en kvantitativ behandling av erhållna data, har denna utfrågning uteslutits.

[9] Reaktionstiderna ha här ej noterats, utan tidtagningen har skett endast för att ge fp tidspress. Rapaport föreslår här följande förfarande (s. 37 mom. c): »Reaction times are recorded only if they exceed 2 seconds in otherwise quick subjects, and 3 to 4 seconds in otherwise slow subjects.» I stället för denna arbiträra gränsdragning ha vi alldeles slopat protokolleringen av tiderna i denna fas och därmed förenklat bearbetningen.

bedömningen. Vi ha därför varit återhållsamma vid vår poängsättning av »distant r» och som sådana blott betecknat de reaktioner, varom ringa tvekan kan råda. Utöver dessa 6 kategorier ha ytterligare några medtagits vid den preliminära bearbetningen (de återfinnas i noter), men endast de 6 (a—f) nämnda ha vi funnit skäl att medtaga vid det slutliga försöket till kvantificering av testet (se kap. VIII).

Vi övergå så till en översikt av de egna resultaten med detta test och jämföra dessa med Rapaports fynd i tillämpliga delar. Försökspersonerna ha bestått av elever vid Lövstaskolan 1949, 1951 (N = 71), Sundboskolan 1950—1951 (N = 70) och Centrala Verkstadskolan 1949—1950 (N = 68).

Rapaports ordlista återfinnes i översättning här nedan. Det säger sig självt att en sådan översättning ej kan bli helt adekvat. Ord, som i engelskan kunna ha dubbel betydelse, sakna denna egenskap i svenskan och vice versa. Ett ord, som i originalet lätt kan fattas som antingen substantiv eller verb t. ex. »drink» eller »fire», har ej denna dubbla funktion i en översättning. Ord som originalets »penis», »vagina» och »intercourse» äga i sina svenska motsvarigheter ej lika tydlig sexuell syftning. Nr. 51 t. ex. har oftast uppfattats med neutral innebörd och givit svaret kniv. Sådana svårigheter som de här antydda uppträda alltid vid överflyttning av ett instrument från ett språk till ett annat och kunna inte sägas vara större beträffande detta test än många andra. Nackdelarna med en översättning öka i samma mån som man bygger på originalets normerade värden. Här göra vi det i ringa utsträckning. Huvudjämförelserna ske relativt de egna undersökta grupperna.

a. *Populärsvar.* Rapaport har definierat populärsvaren så som de svar, som avgivits av minst 10 av de 151 deltagarna i försökspopulationen, kliniska fall såväl som kontrollfall. I några få fall betraktades reaktionsord, som blott förekommo 9 ggr, som populärsvar, men endast om de, som givit dem, oftast tillhörde kontrollgruppen, »patrols» (Ibid. s. 43). Ord nr 10, 16, 29, 51 och 58 hade vulgärsvar som populär reaktion. Ord nr 25 och 32 hade inga populärsvar i Rapaports grupper. De voro oftast obekanta för försökspersonerna. Populärsvaren har, som synes, Rapaport bestämt på grundval av hela materialet. Detta förklaras med kontrollgruppens ringa storlek (Ibid. s. 46 not 40). Riktigare torde vara att bestämma populärsvaren på kontrollmaterialet. Detta ha vi också gjort. Vår kontrollgrupp, C. V.-skolan, är ju också större än Rapaports 54 »patrolmen», och mera representativ för övriga grupper i viktiga hänseenden.[1] *Som populärsvar definiera vi i vår*

[1] Skulle vi ha använt samma proportion för bestämning av populärsvar som Rapaport, hade vi kunnat sätta gränsen för populärsvar vid 4—5, dvs ett svar

Ord-associationstest enl. Rapaport

	Retn.-ord	Svar	Tid	Rep.		Retn.-ord	Svar	Tid	Rep.
	1. värld					31. man			
*[2]	2. kärlek				*	32. orgasm			
*	3. fader					33. bio			
	4. hatt					34. skärm[3]			
*	5. bröst					35. skratta			
	6. gardiner				*	36. bita			
	7. stam				*	37. kvinna			
	8. dricka					38. dansa			
*	9. bjudning					39. hund			
*	10. avföring					40. dotter			
	11. bok					41. taxi			
	12. lampa				*	42. moder			
	13. matta					43. bord			
	14. stol					44. stek			
*	15. pojkvän					45. bröstvårta			
*	16. manslem					46. kapplöpning			
	17. mörker					47. vatten			
	18. nedstämd				*	48. suga			
	19. vår					49. häst			
	20. kärl					50. brand			
*	21. självmord				*	51. slida			
	22. berg					52. bondgård			
*	23. hus					53. social			
	24. papper				*	54. son			
*	25. homosexuell					55. skatter			
	26. värmeelement					56. tobak			
*	27. flickvän					57. stad			
	28. skärm				*	58. förbindelse			
*	29. onanera					59. sjukhus			
	30. grund					60. doktor			

---

som i C.V.-gruppen fått t. ex. frekvensen 5. För att få med endast »verkliga» populärsvar, ha vi också här satt gränsen till 10. Gränsen 10 är naturligtvis arbiträr, men som framgår av tablån över populärsvaren, har frekvensen i de flesta fall vida överstigit 10. En sänkning av gränsen till exempelvis 5 för att behålla samma relationstal som Rapaport hade endast givit ytterligare 4 populärsvar (ord nr 5, 48, 52 och 59), och en höjning till exempelvis 15 gör, att endast 9 bortfalla (ord nr 2, 10, 18, 20, 23, 34, 35, 38 och 57).

[2] De med * utmärkta 20 retningsorden äro sådana som av Rapaport betecknats med termen »traumatiska», — »which have possible traumatic connotations» (Rapaport II 1946 s. 47). Övriga 40 betecknas som »non-traumatic» (op. cit.). Vi ha här för jämförelsens skull följt originalet, trots att vissa av de 20 orden måhända ej ha samma grad av »traumatic connotation» som originallistans.

[3] Nr 34 »cut» översattes med »skära». Genom felslag vid stencileringen av ordlistan kom det att stå »skärm». Felet upptäcktes först sedan ett antal individer genomgått testet. Det fick därför stå kvar för att ej kassation skulle behöva ske av denna anledning.

undersökning alla ord, som i normalgruppen (C. V.-skolan) samlat minst 10 lika svar, med »lika» menas samma ord, men i ev. annan grammatisk form t. ex. ljus — ljust och rök — röka.[4] I en följande tablå återfinnas populärsvaren jämte de svar på resp. ord, som nått högsta frekvensen. Klammer [ ] anger, att inget ord nått tillräckligt hög frekvens för att populärsvar kunna bestämmas enl. ovan angivna grunder eller att det vanligaste svaret varit »vet inte» eller ev. blockering.

Tablå över populärsvar

Det ord, som definierats som populärsvar, återfinnes omedelbart efter stimulusordet i C.V.-gruppen

	C.V.	*Sundbo*	*Lövsta*
+ 1. värld	jord (32)	= (21)	= (20)
2. kärlek	älska (14)	= (15)	[flicka (9) kvinna (9)]
+ 3. fader	moder (37)	= (28)	= (30)
+ 4. hatt	mössa (39)	= (19)	= (16) huvudbonad (16)
[5. bröst	rygg (7)]	kropp (7)	kvinna (10)
+ 6. gardiner	fönster (44)	= (31)	= (25)
7. stam	träd (48)	= (39)	= (36)
+ 8. dricka	vatten (22)	= (21)	= (25)
9. bjudning	fest (23)	= (31)	= (23)
+ 10. avföring	»skit(a)» (11)	= (18)	toiletten (31)
+ 11. bok	läsa (18)	= (23)	= (24)
+ 12. lampa	lyse (19)	ljus (24)	ljus (24)
+ 13. matta	golv (46)	= (37)	= (38)
+ 14. stol	bord (38)	= (24)	= (27)
15. pojkvän	kamrat (18)	= (26)	= (27)
+ 16. manslem	penis (15)	[ ]	[— (13)]
+ 17. mörker	ljus(t) (33)	= (18)	natt (20)
+ 18. nedstämd	ledsen (12)	= (11)	[ ]
+ 19. vår	sommar (21)	= (21)	= (20)
20. kärl	hink (13)	[ ]	[ ]
+ 21. självmord	död (17)	= (13)	= (18)
22. berg	sten (18)	= (31)	= (25)
23. hus	tak (14)	[ ]	byggnad (10)
+ 24. papper	penna (16)	skriver (11)	= (13)
25. homosexuell	— »bög» (22) (15)	»bög» (22)	[— (15)]

[4] Rapaport har angett mer än *ett* svar som »popular reaction», om de övriga också nått en frekvens överstigande 10 (resp. 9). I vår normalgrupp har det sällan inträffat, att ytterligare ett ord samlat fler än 10 svar. Vi ha bortsett från dessa fall och noterat endast *ett* populärsvar, enl. vår gjorda definition, om ett sådant funnits. Det som då fått högsta frekvensen har kallats populärsvar.

		C.V.	*Sundbo*	*Lövsta*
+ 26.	värmeelement	värme (15)	= (19)	= (24)
+ 27.	flickvän	pojkvän (17)	pojke (10)	= (16)
28.	skärm	lampa (20)	= (19)	lampskärm (18)
[29.	onanera	— (47)]	[— (14)]	[— (39)]
30.	grund	hus (21)	= (30)	= (21)
+ 31.	man	kvinna (42)	= (30)	= (23)
[32.	orgasm	vet inte (52)]	[vet inte (44)]	[vet inte (55)]
+ 33.	bio	film (40)	= (42)	= (44)
34.	skärm	lampa (13)	= (16)	= (21)
35.	skratta	le (14)	glad (17)	glad (20)
+ 36.	bita	tugga (24)	äta (14)	= (13)
+ 37.	kvinna	man (35)	= (20)	= (18)
+ 38.	dansa	roligt (11)	nöje (9)	[— (9)]
+ 39.	hund	katt (38)	djur (20)	djur (27)
+ 40.	dotter	son (30)	= (21)	= (12)
+ 41.	taxi	bil (51)	= (50)	= (49)
+ 42.	moder	fader (33)	= (20)	= (17)
+ 43.	bord	stol (41)	= (22)	= (32)
+ 44.	stek	kött (23)	= (15)	= (12)
+ 45.	bröstvårta	bröst (19)	»pattar» (9)	nej (14)
+ 46.	kapplöpning	tävling (19)	springning (25)	springa (18)
+ 47.	vatten	dricka (22)	= (15)	= (17)
[48.	suga	dricka (8)]	[ ]	kan inte (10)
+ 49.	häst	ko (24)	djur (15)	djur (27)
+ 50.	brand	eld (31)	= (22)	eldsvåda (22)
51.	slida	kniv (50)	= (46)	= (48)
[52.	bondgård	hus (8)]	bonde (12)	[ ]
[53.	social	vet inte (17)]	[vet inte (10)]	-demokrat (10)
+ 54.	son	dotter (28)	pojke (18)	= (12)
+ 55.	skatter	pengar (23)	= (19)	= (20)
+ 56.	tobak	rök(a) (32)	= (42)	= (35)
+ 57.	stad	land (13)	[ ]	Stockholm (10)
58.	förbindelse	tåg (21)	= (11)	telefon (16)
[59.	sjukhus	sjuk (9)]	lasarett (16)	lasarett (12)
60.	doktor	läkare (31)	= (18)	= (24)

Inalles förekomma 53 populärsvar av 60 möjliga. Med + betecknas de stimulusord, som ha motsvarande populärsvar även hos Rapaport. Av våra erhållna 53 populärsvar motsvaras 38 (72 %) av liknande hos Rapaport funna »popular reactions». Tecknet = betyder att samma ord har högsta frekvensen även i endera eller båda av vanartsgrupperna.

Av tablån framgår vidare att 37 av de 53 populärsvaren (70 %) nått en frekvens av 10 eller däröver även i Sundbogruppen och att 34 (64 %) av dem även i Lövstagruppen nått motsvarande frekvenstal. Överensstämmelsen mellan populärsvar i C.V.-skolan och i originalpopulationen är i varje fall

icke mindre än den mellan C.V. och Lövsta. Detta hade man knappast väntat, med tanke på sammansättningen av Rapaports grupper, där bl. a. ålder, nationalitet och kulturell bakgrund är väsentligt olika C.V.-skolans i nämnda avseenden. Snarare hade man väntat, att överensstämmelsen trots allt skulle vara större mellan C.V. och Lövsta än mellan C.V. och Rapaports material. I fem fall ha samma stimulusord givit samma svar i både Lövsta- och Sundbogruppen och i samtliga fall uppnått en frekvens av över 10. Detta gäller ord nr. 12, 35, 39, 46 (?) och 49. Dessa svar ha även hög frekvens i normalgruppen, ehuru icke den högsta. *Det förekommer således ej i någon större utsträckning några för endera eller båda vanartsgrupperna typiska svarsreaktioner. Har ej ett populärsvar givits, så har istället en mängd andra svar åstadkommits, och med en frekvens som sällan uppgått till 10 eller däröver.*

En beräkning av medeltalet individuella populärsvar i våra tre grupper ger följande resultat:

Lövsta (N = 71)	M = 13,1;	$\sigma = 6{,}65$
Sundbo (N = 70)	M = 15,0;	$\sigma = 5{,}64$
C.V.-skolan (N = 68)	M = 20,4;	$\sigma = 6{,}99$

Populärsvaren äro i samtliga grupper närmast normalfördelade, dock med en svag tendens till negativ snedhet för C.V.-gruppen, och innebärande att få individer hamnat i klasserna 0—5 och 5—10 populärsvar. Signifikansanalys på gruppmedelvärdena visar att:

Lövsta/C.V.-skolan ger	t = 6,26;	df = 137;	$P < 0{,}01$
Sundbo/C.V.-skolan ger	t = 4,95;	df = 136;	$P < 0{,}01$
Sundbo/Lövsta ger	t = 1,82;	df = 139;	$P > 0{,}05$

Differenserna mellan C.V.-skolan å ena sidan och de båda vanartsgrupperna å andra sidan äro båda signifikanta på < 1 %-nivån. Mellan Lövsta och Sundbo är differensen ej signifikant på 0,05 %-nivån eller därunder. I Rapaports material visa populärsvaren en fallande frekvens från normalgruppen via neurosgruppen till psykosgruppen (Ibid. Table 2, s. 45). Här ha vi erhållit en fallande frekvens i riktning normalgruppen, »normala vanartsgruppen», »psykiskt abnorma vanartsgruppen».

Resultaten synas bekräfta Rapaports (s. 46) fynd: »In terms of the rational advanced in the preceding section, this means that the better the adjustment the more likely it is that the associative reaction — under the influence of our instructions — will be a conventional-conceptual reaction, without rambling away to distant, or being short-circuited to close reactions. In other words, it appears that normal persons show a significant amount of interindividual consistency in the route their associative processes take. This would seem to reflect successful socialization in keeping the affective and idiosyncratic reactions in obeyance; while maladjustment appears to

allow the affective and idiosyncratic to prevail, to the detriment of interpersonal agreement and socialization of reaction.»[5]

[5] Andra sätt att undersöka graden av »inter-individual consistency» än uttagandet av populärsvar, kunna även tänkas. Vi ha breddat Rapaports angreppspunkt genom att undersöka dels antalet *olika svarsreaktioner* över huvud taget i de tre grupperna, och dels vad som i viss motsats till populärsvar kan kallas *originalsvar*. Att Lövsta-gruppen presterat det minsta antalet populärsvar *kan* sammanhänga med att svaren i stället samlat sig kring ett fåtal andra alternativ än det, som betecknats som populärsvar. Inslaget *olika svarsalternativ*, uttryckta i procent av antalet möjliga (N · 60), i de 3 grupperna visar en numerär stegring av procenttalen i riktning C.V., Sundbo, Lövsta.

I C.V.-skolegruppen äro 28,53 % av totala antalet svar olika. De övriga sammanfalla med dem, som avgivits av andra försökspersoner. Uträknas procenten avgivna olika svar av möjliga sådana för övriga grupper, erhålles 31,05 % för Sundbo och 36,81 % för Lövstas del. En signifikansanalys av procenttalen är obefogad, emedan dessa tal ej uppkommit som resultat av enskilda individers reaktioner (varje individ ger endast en reaktion på resp. stimulusord), utan äro uttryck för hela gruppens arsenal av alternativa svar. Något om *individerna*, såsom tillhörande den ena eller andra gruppen, utsäga icke procenttalen svarsalternativ.

Vi nöja oss med att konstatera, att produktionen av svarsalternativ är numerärt störst i Lövstagruppen, men avstå från vidare interpretation av siffrorna. Rapaport har icke undersökt frekvensen svarsalternativ i sina grupper, varför jämförelser med dem icke kunna göras.

Bestämningen av vilka svar, som skall betecknas som populärsvar, måste bli i viss mån godtycklig. Ett mer invändningsfritt sätt att undersöka graden av konformitet i svarsbeteende hos grupperna synes vara att undersöka frekvensen *originalsvar*. Rapaport har ej gjort något försök i denna riktning, men begreppet originalsvar förekommer ju i andra projektiva tekniker t. ex. Rorschach. Där har man använt sig av definitioner av typen »ett originalsvar är ett svar, som ej förekommer mer än en gång i ett hundratal protokoll» (Klopfer et al. Vol I 1954, s. 205). En entydig definition av originalsvar, som kan ge möjligheter till jämförelse mellan vanartsgrupperna (såsom grupper betraktade) i detta hänseende, synes vara att som originalsvar beteckna *sådana svar, som icke någon gång förekommit i normalgruppen* (C.V.-skolan). Frekvensen sålunda definierade originalsvar, uttryckt i procent av möjliga (N · 60), blir i Lövsta-gruppen 24,46 %. Procenttalet på samma sätt beräknade originalsvar blir i Sundbogruppen 19,38 %. På 75 % av retningsorden har Lövsta flera originalsvar än Sundbo, på 15 % av orden har Sundbo flera sådana än Lövsta. I resterande 10 % ligga de båda grupperna lika. Lövstagruppen har således producerat numerärt fler originalsvar totalt, och en jämförelse mellan grupperna för vart och ett av de 60 stimulusorden visar, att Lövstagruppen givit fler originalsvar än Sundbogruppen. Uppdelas originalsvaren på traumatiska och icke-traumatiska retningsord, har Lövsta på traumatiska ord fler originalsvar än Sundbo i 60 % av fallen, medan det omvända förhållandet råder i 30 % av fallen. På de icke-traumatiska orden har Lövstagruppen givit fler originalsvar i hela 82,5 % av fallen och motsatsen har inträffat i blott 7,5 % av fallen.

Lövstagruppens tendens att producera fler originalsvar än Sundbogruppen är således numeriskt större, när retningsordet betecknats som icke-traumatiskt än då det tillhört de ord som kallats traumatiska.

Dessa fynd gälla grupperna i sin helhet. Då siffrorna icke äro knutna till en-

b. *Reaktionstid.* Reaktionstid har här definierats som den tid som förflutit från det stimulusordet bjudits till dess att fp påbörjat sin svarsreaktion. Den förlängda reaktionstiden på vissa stimulusord, framför allt sådana med emotionellt mättat innehåll, har varit den klassiska »komplexindikatorn», alltsedan ordassociationstestet började användas i kliniska sammanhang.

Den totala medelreaktionstiden i hela testet blev i de tre grupperna:

Lövsta	(N = 71)	M = 288,95 s	σ = 103
Sundbo	(N = 50)[6]	M = 203,60 s	σ = 82
C.V.-skolan	(N = 68)	M = 222,08 s	σ = 150

Signifikansanalys:

Lövsta/Sundbo	t = 5,02;	df = 119	P < 0,01
Lövsta/C.V.-skolan	t = 3,04;	df = 137	P < 0,01
Sundbo/C.V.-skolan	t = 0,85;	df = 116	P > 0,10

De två förstnämnda differenserna äro signifikanta, däremot inte den sistnämnda. Långa reaktionstider synes sålunda vara specifikt utmärkande för Lövstaskolans elever i förhållande till de båda andra skolornas.

Trots att Lövstaskolans medelreaktionstid är signifikant längre än C.V.-skolans, har den förra mindre intervariabilitet (σ = 103) än den senare (σ = 150) : t = 3,01; df = 137; P < 0,01. Man hade här väntat sig motsatsen, nämligen att gruppen med de längre reaktionstiderna också skulle uppvisa större spridning och icke signifikant lägre grad av intervariabilitet. Lövstagruppen har icke bara längre medelreaktionstid, utan resultatet innebär även, att individerna i den gruppen med större jämnhet samlat sig omkring detta medeltal än vad fallet är i normalgruppen. Undersökes däremot intravariabiliteten, uttryckt i σ för reaktionstiderna i varje enskilt protokoll, blir rangordningen mellan yttergrupperna omkastad. Medeltalen av de individuella reaktionstiderna per ord och individ bli då:

Lövsta	(N = 71)	M = 4,77 s	σ = 3,59
Sundbo	(N = 50)	M = 3,76 s	σ = 2,66
C.V.-skolan	(N = 68)	M = 3,29 s	σ = 2,39

skilda individer utan till grupperna som sådana, är signifikansanalys obefogad. Framkomna data få betraktas som uppslag, ev. värda att ytterligare prövas i andra sammanhang.

[6] Endast 50 elever voro åtkomliga för undersökning å Sundboskolan under sommaren 1950, emedan beläggningen under den tid undersökningarna pågingo icke var större. Resterande 20 elever testades av en medhjälpare. Emedan principerna för tidtagningen skilt sig från de av författaren angivna, och tiderna endast tagits på 5 sek. när, ha dessa 20 måst uteslutas vid bearbetningen av R-t.

Differensen Lövsta/C.V.-skolan är signifikant $t = 3{,}37$; $df = 137$; $P < 0{,}01$. Lövsta/Sundbo: $t = 1{,}76$; $df = 119$; $P < 0{,}10$ och Sundbo/C.V.-skolan: $t = 0{,}81$; $df = 116$; $P > 0{,}10$ ge icke differenser, signifikanta på 0,05 %-nivån eller därunder. I förhållande till normalgruppen har således Lövstagruppen signifikant lägre intervariabilitet och signifikant högre intravariabilitet, d. v. s. gruppen har stor jämnhet i fråga om att reagera med genomsnittligt långa reaktionstider, men stora ojämnheter i fråga om reaktionstid förekomma i de individuella fallen.

Med hänsyn till de differenser, som uppkommit tidigare, när stimulusmaterialet uppdelats efter retningsordens grad av emotionellt innehåll, undersöka vi nu, om några differenser mellan tiderna för svar på a) »traumatiska» b) »icke-traumatiska» retningsord uppkomma. Vad man då skulle vänta sig, med tanke på vad som förut framkommit, är att normalgruppens långa reaktionstider framför allt skulle hänföra sig till de 20 orden med traumatiskt innehåll, under det att Lövstagruppens långa tider skulle sprida sig mera jämnt och framkomma även vid svaren på de övriga orden. Vi undersöka nu detta (tabell 76):

Tabell 76

Medelreaktionstid per ord och individ i ord-associationstestet

		a) »Traumatiska» ord	b) »Icke-traumatiska» ord	a/b
Lövsta	(N = 71)	M = 6,54 s	M = 4,16 s	1,57
Sundbo	(N = 50)	M = 4,98 s	M = 2,85 s	1,75
C.V.-skolan	(N = 68)	M = 5,68 s	M = 3,07 s	1,85

Det väntade förhållandet visar sig också uppkomma. Relationstalen a/b stiga i riktning Lövsta—Sundbo—C. V.-skolan, med det största steget mellan de två förstnämnda skolorna.

För att ytterligare penetrera detta förhållande och belysa *vilka* ord, som ge upphov till de största tidsdifferenserna mellan grupperna, uträkna vi reaktionstiderna för vart och ett av samtliga 60 stimulusord, med ovan gjorda uppdelning $20 + 40$, och beräkna fördelningarnas spridning (σ). Sammanlagt föreligga alltså $3 \times 20 + 3 \times 40 = 180$ fördelningskurvor för bearbetning Signifikansen på differensen mellan reaktionstiderna på varje ord i de tre grupperna har sedan undersökts. Av utrymmesskäl redovisas endast de ord, som ge differenser på eller under 5 %-nivån. Vi behandla först reaktionstiderna för de 20 »traumatiska» orden.

1) *Lövsta/C.V.-skolan*

Ord nr	Signifikansnivå: < 0,01	< 0,02	< 0,05
15.		*	
23.			*
42.	*		
54.	*		
58.		*	
	2	2	1

Alla differenserna ovan gå i samma riktning, innebärande att Lövstagruppen på dessa ord ha längre r-tid. *Högsta signifikansgrad ge orden 42. moder och 54. son, därnäst 15. pojkvän och 58. förbindelse och slutligen därnäst 23. hus.* Av övriga differenser (icke signifikanta) gå de flesta i samma riktning som ovanstående, men en del i motsatt.

2) *Lövsta/Sundbo*

Ord nr	Signifikansnivå: < 0,01	< 0,02	< 0,05
21.	*		
58.	*		
	2	0	0

Orden 21. självmord och 58. förbindelse äro de enda som ge signifikanta differenser. De gå båda i samma riktning, Lövsta har den längre r-tiden. De övriga differenserna gå huvudsakligen i samma, men några i motsatt riktning.

3) *Sundbo/C.V.-skolan*

Ord nr	Signifikansnivå: < 0,01	< 0,02	< 0,05
21.			*
29.			*
	0	0	2

Dessa två ord 21. självmord och 29. onanera äro de enda, som ge signifikanta differenser, de gå båda i samma riktning, innebärande att Sundbo har den *kortare* reaktionstiden. Övriga differenser gå i såväl denna som motsatt riktning.

Jämförelsen mellan 1) Lövsta- och normalgruppen ger således de flesta signifikanta differenserna. Anmärkas bör att de ord, som ge upphov till den högsta signifikansgraden ($P < 0{,}01$), *båda beröra*

familjerelationer, 42. moder resp. 54. son. I den mån nr 23. hus kan tänkas ge associationer till »hem» el. liknande, har detta ord också med familjeförhållanden att göra. De återstående, 15. pojkvän och 58. förbindelse, kunna väl i första hand tänkas beröra sociala relationer. Det sistnämnda kan dessutom ha sexuell syftning. Intet av orden med tydlig genital, anal eller oral innebörd gav upphov till några differenser på de redovisade signifikansnivåerna. Jämförelsen 2) ger endast två signifikanta differenser och jämförelsen 3) visar två svaga signifikanser med C.V. som den långsammast reagerande gruppen.

Behandla vi nu reaktionstiderna på de »icke-traumatiska» orden på samma sätt, erhålles:

1) *Lövsta/C.V.-skolan*

Ord nr	Signifikansnivå: < 0,01	< 0,02	< 0,05
4.	*		
6.	*		
7.			*
8.	*		
12.		*	
13.	*		
14.	*		
22.	*		
26.	*		
30.	*		
31.	*		
34.	*		
35.		*	
36.	*		
39.	*		
43.	*		
44.			*
47.	*		
52.	*		
55.		*	
57.			*
	15	3	3

Samtliga dessa differenser gå i den riktningen, att Lövsta har de längre reaktionstiderna. Av de icke signifikanta differenserna gå de flesta i samma riktning och endast 3 i den motsatta (på ord nr 1., 53. och 59.). Den största icke signifikanta differensen av det senare slaget är på nr 53. social, där Lövstaeleverna i genomsnitt ha numeriskt *kortare* reaktionstid (dock ej signifikant).

2) *Lövsta/Sundbo*

Ord nr	Signifikansnivå: < 0,01	< 0,02	< 0,05
7.			*
8.		*	
11.	*		
12.			*
14.	*		
17.	*		
20.		*	
24.	*		
28.	*		
30.	*		
31.			*
33.	*		
34.	*		
38.	*		
39.	*		
41.			*
43.	*		
44.	*		
47.	*		
49.	*		
50.	*		
52.	*		
55.	*		
56.	*		
57.	*		
59.	*		
60.			*
	20	2	5

Alla dessa differenser gå i den riktningen, att Lövsta även här har de längre tiderna. Övriga icke-signifikanta differenser gå alla i samma riktning utom en, avseende svarstiderna på ord nr 1.

3) *Sundbo/C.V.-skolan*

Ord nr	Signifikansnivå: < 0,01	< 0,02	< 0,05
59.	*		
	1	0	0

Endast en differens är signifikant, nr 59. sjukhus, och innebär att Sundbo här har *kortare* reaktionstid. Två differenser nå dock nästan upp till 5 %-nivån, nr 4 ($t = 1{,}92$) och nr 24 ($t = 1{,}87$). I båda fallen fordras ett t-värde av 1,98 för att 5 %-nivån skall uppnås. Av de icke signifikanta

differenserna gå 19 i samma riktning som den på nr 59, de övriga gå i motsatt riktning.

Vi sammanfatta nu resultaten. Ifråga om de »traumatiska» orden ger den första jämförelsen (1) upphov till 5 signifikanta differenser av 20 möjliga, d. v. s. 25 %. Ifråga om de »icke-traumatiska» ger samma jämförelse 21 av 40 möjliga, d. v. s. 53 % signifikanta differenser. D = 28 %; t = 2,24; df = 58; P < 0,05. Signifikanta skillnader mellan dessa båda gruppers reaktionstider inträffa sålunda oftare, när retningsorden ha ett »icke-traumatiskt» än när de ha ett »traumatiskt» innehåll.

Nästa jämförelse 2) ger på de »traumatiska» orden 2 signifikanta differenser, d. v. s. 10 %, och på de »icke-traumatiska» 27, d. v. s. 68 %. D = 58 %; t = 2,58; df = 58; P < 0,02. Den sista jämförelsen 3) Sundbo/C. V.-skolan ger för få signifikanta differenser (2 på 5 %-nivån och 1 på 1 %-nivån för »traumatiska» resp. »icke-traumatiska» ord) för att tillåta några slutsatser. I dessa fall ha Sundboeleverna dessutom den *kortaste* reaktionstiden.

Vår utförda analys av reaktionstiderna i Ord-associationstestet visar således, att Lövstaskolan hade den signifikant längsta totala reaktionstiden på samtliga 60 orden, antingen jämförelsen skedde gentemot C.V.-skolan eller Sundboskolan. Vidare att *normalgruppens* långa reaktionstider speciellt återfunnos bland de 20 som »traumatiska» betecknade orden, under det att *Lövstagruppens* långa tider mera jämnt fördelade sig på båda kategorierna retningsord.[7] Sundbogruppen visade ifråga om reaktionstid inga markerade avvikelser från C.V.-gruppen. Mellan Lövsta och Sundbo uppstodo praktiskt taget samma skillnader som mellan Lövsta och C.V.-skolan. I Rapaports material uppkommer en successiv förlängning av reaktionstiderna i riktning normala (patrols)—neurotiska—schizofrena—depressiva. Normalgruppen (patrols) visar här speciellt långa reaktionstider på de »traumatiska» ord, som kunna ha sexuell syftning, nr 5, 16, 29, 37, 48, 51, 58 (Rapaport II, 1946 s. 56). Relationen mellan r-tiderna för »traumatiska» resp. »icke-traumatiska» ord har icke analyserats hos Rapaport, men däremot återfinnes en tabell (Table 6 s. 48), som visar »allvarliga störningar» av annat slag[8] än långa reaktionstider på a) »traumatiska» resp. b) »icke-traumatiska» retningsord. Tages förhållandet mellan

[7] Med det viktiga undantaget att framförallt orden »moder» och »son» bland de »traumatiska» orden gav speciellt långa tider i Lövstagruppen. I den mån dessa ord förmå uppväcka »traumata» eller »komplex» och långa r-tider äro tecken på detta, tycks således dessa två för Lövstaelevernas del vara de verkligt »känsliga» orden.

[8] »Blocking, clang-associations, definitions, distant reactions, multiword reactions, perseverations, repetitions, self-references, object naming, and unrelated reactions.»

procenttalet sådana störningar på ord av resp. kategorier, erhålles följande relationstal:

	a/b
Sch. + Depr.	1,56
Neurotics	2,16
Patrol	1,75

Neurotikerna synas sålunda vara mest utsatta för störningar på de »traumatiska» orden, därnäst de normala och minst känsliga för störningar på dessa ord gruppen Sch. + Depr. Jfr förhållandena inom våra tre grupper beträffande relationstalen för reaktionstiderna, där såväl Lövsta som Sundbo hade lägre relationstal än normalgruppen. Eftersom Rapaport här icke bygger på förlängda reaktionstider, utan på andra slag av associationsstörningar, kunna några mera direkta jämförelser ej göras.[9]

c) *+-repetitioner.* Med +-repetition ha de fall betecknats, där fp vid den andra bjudningen av retningsorden svarar med *samma* ord

---

[9] Vi ha även undersökt förekomsten av den typ av reaktionsstörning, som av Rapaport och andra kallas »blocking — offering no reaction word» (Rapaport II s. 40). Som »blockering» har endast de fall betecknats, som inneburit att fp icke alls svarat, trots att man övertygat sig om att han förstått stimulusordets språkliga betydelse eller innebörd. Medeltalet sådana »blockeringar» per individ i hela testet i de tre grupperna framgår av nedanstående uppställning där de också fördelats på traumatiska resp. icke-traumatiska retningsord.

		a) traumatiska ord	b) icke-traumatiska ord	a/b
Lövsta	(N = 71)	M = 2,86	M = 1,38	2,07
Sundbo	(N = 70)	M = 1,51	M = 0,53	2,85
C.V.-skolan	(N = 68)	M = 1,13	M = 0,28	4,04

Såväl i fråga om traumatiska som icke-traumatiska ord visar medeltalet »blockeringar» per individ en *fallande* frekvens i riktning Lövsta—Sundbo—C.V. Undersökes relationen mellan »blockeringar» på traumatiska resp. icke-traumatiska ord, bli relationstalen *stigande* i den förut nämnda riktningen. Detta innebär, att *när* en »blockering» inträffar i Lövstagruppen, så kan det i c:a hälften av fallen inträffa vid bjudning av ett icke-traumatiskt ord. För C.V.-skolegruppens del inträffar detta förhållande blott i c:a en fjärdedel av fallen. Sundbo intager en mellanställning mellan dessa ytterligheter. Här tycks det inträffa i c:a en tredjedel av fallen att en »blockering» erhålles på ett som icke-traumatiskt betecknat stimulusord. Medeltalet »blockeringar» per individ i Lövstaskolan är, i förhållande till C.V.-skolan, c:a 2,5 ggr så stort på traumatiska ord och c:a 5 ggr så stort på icke-traumatiska ord, m. a. o. individerna i normalgruppen synas vara specifikt känsliga för denna form av associationsstörning, då retningsordet har ett traumatiskt innehåll, under det att Lövstaeleverna inte uppvisa denna specifika känslighet utan reagera i förhållandevis större utsträckning med »blockering», även då retningsordet har i emotionellt avseende neutralt innehåll.

som första gången, alltså i enlighet med instruktionen. Har det svarats med ett annat ord eller ev. icke alls, har detta i varje särskilt fall noterats. Antalet +-repetitioner fördelar sig på nedanstående sätt i de tre grupperna.

Lövsta	(N = 71)	M = 41,5	σ = 13,7
Sundbo	(N = 50)	M = 47,3	σ = 8,8
C.V.-skolan	(N = 68)	M = 47,4	σ = 7,4

Signifikansanalys:

Lövsta/C.V.-skolan	t = 3,16;	df = 137;	P < 0,01
Lövsta/Sundbo	t = 2,78;	df = 119;	P < 0,01
Sundbo/C.V.-skolan	t = 0,06;	df = 116;	P > 0,50

Differensen mellan Lövsta och de två andra skolorna är således i båda fallen signifikant på < 1 %-nivån, den återstående däremot icke. Detta innebär, att Lövstaeleverna i signifikant hög grad vid repetition av testet svarat med ett annat ord än det vid första bjudningen givna svarsordet. Sundbo och C.V.-skolan ha här givit i det närmaste identiskt lika antal +-svar i reproduktionsfasen. Vilken tänkbar innebörd kan det förhållandet ha, att Lövstaeleverna i genomsnitt upprepat sitt första svar på endast 69 % av de bjudna stimulusorden, medan de båda andra elevgrupperna svarat med ursprungsordet på i medeltal 79 % av orden vid repetition av testet?

Att bristande »intelligens» och därmed ev. sammanhängande minnesoförmåga skulle vara förklaringsgrunden förefaller osannolikt, Lövsta och Sundbo ligga på exakt samma nivå i intelligenstestet (A.G.T.). Hos Rapaport gavs i hela försökspopulationen c:a 80 % av korrekta reproduktioner dvs +-repetioner (s. 33). De mena där, att vad reproduktionsfasen framför allt ger besked om är »the degree of stability of thought organization» (s. 35), och funno att »the most profoundly maladjusted clinical groups showed the greatest incidence of serious recall disturbances» (s. 83). Våra egna resultat peka i samma riktning, vad Lövstagruppen beträffar.

d) *Multi-ord-reaktioner.* Till kategorien multi-ord-reaktioner ha hänförts alla de fall, där fp mot instruktionen att svara med *ett* ord i stället svarat med flera. Det kan då vara definitioner, t. ex. matta—att gå på, självreferenser, t. ex. fader—min fader, komplettering, t. ex. stam—på träd, eller andra typer av reaktioner, där svaret innehållit flera ord. Alla dessa typer ha karakteriserats som multi-reaktioner. Följande antal sådana svar erhöllos i de tre grupperna:

Lövsta	(N = 71) = 260
Sundbo	(N = 70) = 254
C.V.-skolan	(N = 68) = 75

Och i % av samtliga avgivna svar i resp. grupp:

Lövsta	= 5,42 %	multi-reaktioner
Sundbo	= 6,05 %	» »
C.V.-skolan	= 1,58 %	» »

Medelvärden och spridningar blevo:

Lövsta	(N = 71)	M = 3,66	σ = 6,55
Sundbo	(N = 70)	M = 3,59	σ = 6,41
C.V.-skolan	(N = 68)	M = 1,10	σ = 2,41

Signifikansanalys:

Lövsta/C.V.-skolan	D = 2,56;	t = 3,06;	df = 137;	P < 0,01
Sundbo/C.V.-skolan	D = 2,49;	t = 3,00;	df = 136;	P < 0,01
Lövsta/Sundbo	D = 0,07;	t = 0,06;	df = 139;	P > 0,10

Mellan Lövsta och Sundbo föreligger ingen signifikant skillnad, men däremot mellan C.V.-skolan å den ena sidan och de förstnämnda skolorna å den andra. Hos Rapaport visade sig de depressiva ha den högsta incidensen multi-reaktioner, därnäst de schizofrena. Den lägsta förekom hos de neurotiska och de normala. Procenttalet fall med mer än en multi-reaktion var fallande i riktning Depr.—Sch—Pr 0-I—Neurotics—Patrol, 78—39—33—32 % resp. (Table 21, s. 61).[1]

[1] Rapaport har även analyserat vad som kallats »clang-associations» dvs när fp reagerat med ett ljudlika svar, rimord etc. utan meningsfylld förbindelse med stimulusordet. Vi ha tabulerat sådana »clang-associations», men funno att de voro för få för att en behandling av denna kategori skulle löna sig. I hela materialet förekommo blott följande:

Lövsta	(N = 71)	27
Sundbo	(N = 70)	3
C.V.-skolan	(N = 68)	2

I Lövsta-gruppen voro de dessutom fördelade på endast några få elever. Hos Rapaport hade Sch-gruppen största inslaget av »clang-associations» (Ibid. s. 77, fig. 4).

Vi ha tabulerat antalet vulgärsvar å de ord, som ha tydlig sexuell syftning. Bland Rapaports grupper voro vulgärsvaren å dessa sällsynta i de kliniska grupperna men vanliga i »Patrols» och förklaras med den speciella sammansättning, som denna grupp fått (op. cit. s. 45). Vi erhöllo nedanstående antal vulgärsvar:

	Ord nr	10.	16.	25.	29.	32.	45.	51.	S:a
Lövsta	(N = 71)	7	3	10	7	0	2	0	29
Sundbo	(N = 70)	22	19	33	33	2	12	5	126
C.V.-skolan	(N = 68)	15	13	17	6	0	7	3	61
	S:a	44	35	60	46	2	21	8	216

Rangordningen Sundbo—C.V.-skolan—Lövsta är här tydlig, men frekvenserna äro väl låga i förhållande till totala antalet reaktioner för att rättfärdiga vidare analys.

e) »*Close reactions*». De reaktioner, som hänförts till denna kategori, äro sådana med stark affinitet till stimulusordet. Alla svar, som innehållit en repetition eller partiell repetition av stimulusordet eller bestått av en sats där retningsordet ingått, ha betecknats som klara fall av »close reaction». Endast sådana ha medtagits i följande avsnitt. Rapaport har här en vidare definition av begreppet »close reaction» (Ibid. s. 25). Vi anse oss dock kunna göra en mera strikt kategorisering med vår snävare definition och införa därigenom ett mindre mått av subjektivt godtycke. »Close reactions» fördelade sig på följande sätt i våra tre grupper:

		S:a		
Lövsta	(N = 71)	259	M = 3,65	$\sigma = 5{,}96$[2]
Sundbo	(N = 70)	163	M = 2,33	$\sigma = 3{,}73$
C.V.-skolan	(N = 68)	105	M = 1,54	$\sigma = 1{,}54$

Signifikansanalys:

Lövsta/C.V.-skolan	D = 2,11;	t = 2,86;	df = 137;	$P < 0{,}01$
Sundbo/C.V.-skolan	D = 0,79;	t = 1,62;	df = 136;	$P > 0{,}10$
Sundbo/Lövsta	D = 1,32;	t = 1,57;	df = 139;	$P > 0{,}10$

Endast den första differensen är således signifikant och innebär, att Lövsta producerat signifikant fler »close reactions» jämfört med C.V.-skolan. Sundboskolans mellanställning kännetecknas av att medelvärdet ej är signifikant avvikande från vare sig Lövstas eller normalgruppens. I fråga om »close reactions» över huvud taget fann Rapaport, att de depressiva hade den högsta incidensen sådana och därefter de schizofrena, de neurotiska och normala (patrols).[3]

Den extrema form av »close reaction», som består i repetition eller partiell repetition av stimulusordet och som närmast överensstämmer med användningen av begreppet i vårt eget material, gav hos Rapaport samma rangordning mellan grupperna som den föregående. »Hence the repetition or partial repetition with any frequency should be considered a pathological indicator» (Ibid. s. 61), anmärker Rapaport och antar vidare, att »a variety of dynamic factors could contribute

[2] Den höga spridningen sammanhänger med att många individer ej reagerat med någon enda »close reaction», under det att andra producerat många sådana. Varje beräkning av medelvärde och spridning i fråga om ett beteende, vars blotta förekomst överhuvudtaget indikerar avvikelse från normalitet, ger upphov till starkt assymetriska fördelningskurvor, speciellt i en normalgrupp. Detta gäller även i fråga om den föregående och den närmast efterföljande kategorien »Distant reactions», t-testet ger då endast en grov uppskattning av graden av signifikans mellan medierna. Vi nöja oss med denna på analysens nuvarande primära stadium.

[3] Schafer (1948) anger som karakteristiska reaktioner hos de depressiva i ordreaktionstestet »absence of associative freedom or agility», som bl. a. yttrar sig i »closeness to the stimulus words» (s. 60).

to this difficulty (svårigheten att frigöra sig från stimulusordet), especially blocking, compulsive rigidity, and repression» (Ibid. s. 82).

f) »*Distant reactions*». De fall, där någon påvisbar associativ förbindelse mellan stimulusord och svarsreaktion icke kunnat iakttagas, ha benämnts »distant reactions». Dessa fördela sig i de tre grupperna på följande sätt:

		S:a		
Lövsta	(N = 71)	316	M = 4,49	σ = 8,93
Sundbo	(N = 70)	165	M = 2,36	σ = 4,62
C.V.-skolan	(N = 68)	108	M = 1,59	σ = 3,59

Signifikansanalys:				
Lövsta/C.V.-skolan	D = 2,90;	t = 2,52;	df = 137;	P < 0,02
Lövsta/Sundbo	D = 2,13;	t = 1,77;	df = 139;	P < 0,10
Sundbo/C.V.-skolan	D = 0,77;	t = 1,09;	df = 136;	P > 0,10

Den förstnämnda differensen, signifikant på 2 %-nivån, visar således, att Lövstaeleverna haft en benägenhet att producera fler distansreaktioner än C.V.-skoleeleverna. Övriga differenser äro icke signifikanta. Procenttalet fall med mer än en »distant reaction» var i Rapaports material högst bland de schizofrena och de depressiva och var lägre bland neurotikerna och lägst i normalgruppen (Ibid. s. 63 och Table 25). De två förstnämnda kliniska grupperna karakteriseras enl. Rapaport av en skillnad i fråga om reaktionstid, såtillvida att de schizofrena ge snabba distansreaktioner, under det att de depressiva ha fördröjd reaktionstid vid sina distanssvar. Medräknades endast de som »mildly distant» betecknade reaktionerna, blev procenttalet fall med över två sådana fallande i riktning Over-Ideational Preschizophrenics—Neurotics—Sch + Depr.—Patrol (Rapaport II s. 65). Slutsatsen blir hos Rapaport (s. 82) den, att »the Schizophrenics and Over-Ideational Preschizophrenics, with their pathologically loose connections in thinking—and especially the almost entirely idiosyncratic Deteriorated Schizophrenics —have significantly high incidences of such distant reactions». Högt inslag av »distant reactions» är således, enl. Rapaport, över huvud taget patognomoniskt.

Vi sammanfatta nu de erhållna resultaten:

a) *Populärsvar*: Normalgruppen (C.V.-skolan) har producerat signifikant fler populärsvar än de båda övriga grupperna. Mellan Lövsta och Sundbo är differensen icke signifikant.

b) *Reaktionstid*: Totala medelreaktionstiden per individ ger signifikanta differenser mellan Lövsta och de båda andra skolorna, däremot icke mellan Sundbo och C.V.-skolan. Lövsta kännetecknas således av långa reaktionstider jämfört med de två andra grupperna. Analysen av

de individuella reaktionstiderna för vart och ett av de 60 retningsorden visade, att signifikanta differenser mellan tiderna i Lövsta- och C.V.-skolan inträffade oftare på de »icke-traumatiska» orden än på de »traumatiska».

c) *+-repetitioner*: Lövstaeleverna ha i signifikant hög utsträckning i repetitionsfasen svarat med ett annat ord än det vid första bjudningen avgivna. Detta gäller vid jämförelse med såväl den ena som den andra av de båda övriga grupperna.

d) *Multi-ord-reaktioner*: Signifikanta differenser i fråga om denna reaktionstyp föreligga mellan å ena sidan C.V.-skolan och å den andra endera av vanartsgrupperna. Lövsta/Sundbo ger däremot ingen signifikant skillnad.

e) »*Close reactions*»: Förekomsten av sådana reaktioner är signifikant högre i Lövsta-gruppen än i normalgruppen. Sundbo intager en mellanställning och signifikanta differenser åt någotdera hållet uppträda icke.

f) »*Distant reactions*»: Denna typ av reaktioner ger också den upphov till signifikant differens endast mellan Lövsta och C.V-skolan. Resultaten i Sundbo-gruppen ge icke signifikanta differenser vid jämförelse med vare sig Lövsta eller C.V.-skolan. (Jfr föregående kategori, e.)

Samtliga funna differenser presenteras i följande tabell (77):

Tabell 77

Funna differenser mellan grupperna i Ord-associationstestet

		C.V./Lövsta y P	*C.V./Sundbo y* P	*Lövsta y/Sundbo y* P
a)	populärsvar	< 0,01 S	< 0,01 S	> 0,05 0
b)	reaktionstid	< 0,01 S	> 0,10 0	< 0,01 S
c)	+-repetitioner	< 0,01 S	> 0,50 0	< 0,01 S
d)	multi-ord-reaktioner	< 0,01 S	< 0,01 S	> 0,10 0
e)	»close reactions»	< 0,01 S	> 0,10 0	> 0,10 0
f)	»distant reactions»	< 0,02 s	> 0,10 0	< 0,10 0

Mellan normalgruppen och Lövsta ha signifikanta differenser uppträtt i alla 6 i tabellen angivna fall. Mellan denna och Sundbo i 2 av fallen (a och d) och mellan Lövsta och Sundbo ha signifikanta differenser uppträtt i 2 fall (b och f).

Vi kunna således konstatera:

att Lövsta-eleverna oftast utskilts från övriga grupper av elever i de formala kategorier, som uttagits i testet;

att signifikanta differenser mellan Sundbo och normalgruppen erhöllos i två fall (populärsvar och multi-ord-reaktioner);

att signifikanta differenser mellan de båda vanartsgrupperna uppträdde i två fall (reaktionstid och + -repetitioner);

att H (16) verifierats (Lövsta-gruppen har företett signifikanta avvikelser från normalgruppens beteende i 6 uttagna kategorier, Sundbo-gruppen i 2 kategorier).

Ett försök till fortsatt psykologisk interpretation av resultaten gives i anslutning till en karakteristik av de olika grupperna med hänsyn till erhållna resultat (se s. 284).

ÖVERSIKT AV HUVUDRESULTATEN I TESTBATTERIET

1. *Intelligensundersökningar.* En använd individualtestskala (T. M.) gav jämförbara resultat med hänsyn till medelvärde och spridning i de äldre (15—20-åringar) vanartsklientelen. Mellan de yngre vanartsklientelen förelågo ej heller några differenser i fråga om medelprestation i individualtestskalan. En på visst sätt uttagen normalgrupp från Uppsala folkskolor förväntades också ge, med motsvarande vanartsgrupper, jämförbara resultat i samma individualtestskala. I ett grupptest, använt å de äldre klientelen, förelågo inga skillnader i medelpoäng mellan de båda vanartsgrupperna men väl mellan dessa och normalgruppen. Vissa förhållanden låta förmoda, att denna skillnad hade blivit mindre, därest faktorer sammanhängande med motivation och uthållighet varit maximala också för vanartsgrupperna.

2. *Reaktionstidsbestämningar* vid försök med komplexa valsituationer med och utan störningar gåvo signifikanta skillnader mellan å ena sidan Lövstagrupperna och å andra sidan de övriga grupperna med avseende på reaktionstid och intravariabilitet. Detta gällde i stort sett såväl de äldre som de yngre grupperna.

3. *Takistoskopförsöken* visade, att prestationer, sammanhängande med förmågan till momentan uppmärksamhet, ej entydigt differentierade grupperna emellan.

4. *Confidence*, d. v. s. en persons subjektiva känsla av säkerhet inför en lämnad uppgift eller ett avgivet omdöme, visade inga signifikanta skillnader mellan grupperna, så som experimentet upplagts.

5. *Experimentella konfliktsituationer* visade signifikanta skillnader i totalpoäng mellan å ena sidan Lövsta-skolans och å andra sidan de övriga skolornas elever samt, att det för Lövstas vidkommande i signifikant stor utsträckning förekommit, att dessa elever sökt undkomma konflikten genom att reagera på ett med hänsyn till det uppställda målet inadekvat sätt.

6. *Cancellation* visade inte några signifikanta differenser beträffande de äldre eleverna, men av de yngre elevgrupperna hade Lövsta skolhem signifikant lägre kvalitetsprocent än motsvarande normalgrupp.

7. *Bourdon* gav oftare kvalitativa än kvantitativa skillnader och Lövstaeleverna utskildes oftast från de övriga gruppernas elever.

8. *Perseveration* gav obetydliga skillnader mellan de äldre elevgrupperna men vissa signifikanta skillnader mellan de yngre klientelen med avseende på medelperseverationskvot. Påtagliga skillnader förelågo i fråga om sprid-

ning (σ) av kvoterna bland yrkesskoleeleverna. Största spridningarna hade Lövsta och lägsta C.V.-skolan med Sundbo däremellan.

9. *Persistency* gav belägg för att »uthålligheten», så som den bestämts i detta prov, var starkt signifikant lägre i Lövstagruppen än i de övriga grupperna. Folåsa och normalgruppen hade nära lika resultat.

10. *BPI* visade två starkt signifikanta differenser mellan Lövsta och normalgruppen (i variablerna III och VI) och två svagare (i variablerna V och I) mellan samma grupper, svagt signifikant differens mellan Sundbo och normalgruppen i en variabel (III), men inga signifikanta differenser mellan Lövsta och Sundbo.

11. *MMPI* gav differenser mellan å ena sidan normalgruppen och å andra sidan de båda vanartsgrupperna i flertalet av de i instrumentet ingående personlighetsvariablerna. Mellan vanartsgrupperna förekom endast en svagt signifikant differens, innebärande något högre inslag av paranoiska drag i Lövstagruppen.

12. »*Miniature Life Situations*» visade, att nära nog lika stora tendenser till fusk kunde iakttagas i alla tre grupperna och att i varje fall icke de båda vanartsgrupperna eller endera av dessa framstod som speciellt benägen att begagna sig av möjligheten att bryta mot de givna reglerna. Detta hade med stor sannolikhet inträffat i alla tre grupperna.

13. *Ord-associations-testet* differentierade mellan Lövsta och normalgruppen i 6 uttagna formala kategorier. De andra 2 jämförelserna gåvo vardera 2, ehuru olika signifikanta differenser.

Med syfte att uppnå en schematisk och överskådlig sammanfattning av jämförelserna mellan de olika grupperna ha vi sammanställt resultaten i tabell 78. Variabelbeteckning i förkortad form återfinnes i kolumnen längst till vänster. Övriga sex kolumner upptaga skolorna ordnade parvis och avse såväl äldre (1—3) som yngre (4—6) elevkategorier. I den sista kolumnen äro variablerna numrerade i löpande följd 1—83. För att spara utrymme och vinna i åskådlighet har endast signifikansnivån enligt tidigare använda beteckningar utsatts.

Vi skola nu pröva våra två huvudhypoteser HA och HB (se sid. 157 för kontroll av prövningen hänvisas till tabell 78).

HA antager, att i de variabler, som ingå i instrument 2—9, komma Lövsta-eleverna att utskiljas från övriga grupper av elever. Vi pröva hypotesen för ett instrument i sänder.

2. Hypotesen (A) är bekräftad i 24 fall av 28 möjliga för de äldre elevernas vidkommande och i 23 fall av 28 möjliga för de yngres. HA är således här övervägande bekräftad.
3. HA är för de äldre eleverna icke bekräftad i något fall, för de yngre i 3 fall av 6 möjliga. HA är för instrument 3 icke bekräftad.
4. HA är icke verifierad.
5. HA är bekräftad i 8 fall av 12 möjliga, således partiellt bekräftad. Går man på totalpoängen är hypotesen helt verifierad enl. de båda alternativa beräkningssätten.

Tabell 78

Sammanfattning av jämförelserna mellan grupperna

Variabler	1 C.V./ Lövsta y	2 C.V./ Sundbo y	3 Lövsta y/ Sundbo y	4 U.f./ Lövsta s	5 U.f./ Folåsa s	6 Lövsta s/ Folåsa s	nr
1. *Intelligensundersökning*							
Terman-Merill	—	—	0	0	0	0	1
A.G.T.	S	S	0	—	—	—	2
2. *Reaktionsförsök*							
I	S	0	S	S	(s)	S	3
II	S	0	S	S	S	0	4
III	S	0	S	S	S	0	5
IV	S	0	S	S	0	s	6
V	S	0	S	S	0	0	7
Intravariabilitet							
I	S	S	S	S	0	S	8
II	S	0	S	S	0	S	9
III	S	0	s	S	0	(s)	10
IV	S	0	(s)	0	S	S	11
V	S	0	S	s	0	0	12
Felreaktioner							
I	S	S	0	S	0	S	13
II	(s)	0	0	S	0	S	14
III	S	S	0	S	0	S	15
IV	s	0	0	0	0	S	16
I—IV	S	S	0	S	0	S	17
3. *Takistoskopförsök*							
totalpoäng	0	0	0	S	0	S	
I—V	0	0	0	0	0	0	18
VI—VII	0	0	0	s	0	(s)	19
VIII—IX	0	0	0	(s)	0	0	20
4. *Confidence*	0	0	0	—	—	—	21
5. *Exp. konfliktsituationer*							
totalpoäng (alla +)	S	0	S	—	—	—	22
I	(s)	0	(s)	—	—	—	23
II	(s)	0	0	—	—	—	24
III	0	0	0	—	—	—	25
IV	S	0	0	—	—	—	26
V	S	0	S	—	—	—	27
VI	S	0	S	—	—	—	28
totalpoäng (med —)	S	0	S	—	—	—	29
6. *Cancellation*							
I Kvant.	0	0	0	0	0	0	30
II Kval.	0	0	0	S	0	0	31
7. *Bourdon*							
1 I Kvant.	s	0	0	0	0	0	32
1 II Kval.	S	S	0	S	0	0	33
2 I Kvant.	S	0	0	0	0	0	34
2 II Kval.	S	0	0	S	0	(s)	35

$P \leqq 0{,}01$ — S $P \leqq 0{,}05$ — (s)

$P \leqq 0{,}02$ — s $P > 0{,}05$ — 0

Variabler	1 C.V./ Lövsta y	2 C.V./ Sundbo y	3 Lövsta y/ Sundbo y	4 U.f./ Lövsta s	5 U.f./ Folåsa s	6 Lövsta s/ Folåsa s	nr
8. *Perseveration*							
M P 1 A	0	0	0	(s)	S	(s)	36
M P 1 B	0	0	0	0	0	S	37
M P 1 A + B	0	0	0	0	S	S	38
M P 2	(s)	0	0	0	(s)	0	39
σ P 1 A	S	0	S	—	—	—	40
σ P 1 B	S	S	0	—	—	—	41
σ P 1 A + B	S	S	S	—	—	—	42
σ P 2	S	0	S	—	—	—	43
9. *Persistency*							
I 1	—	—	—	0	0	0	44
I 2	—	—	—	S	0	S	45
I 1 + 2	—	—	—	S	0	S	46
II 1	—	—	—	0	0	0	47
II 2	—	—	—	S	(s)	S	48
II 1 + 2	—	—	—	S	(s)	S	49
III 1	—	—	—	0	0	0	50
III 2	—	—	—	S	0	S	51
III 1 + 2	—	—	—	S	0	S	52
IV 1	—	—	—	0	0	0	53
IV 2	—	—	—	S	0	S	54
IV 1 + 2	—	—	—	S	0	S	55
10. *B.P.I.*							
I	(s)	0	0	—	—	—	56
II	0	0	0	—	—	—	57
III	S	(s)	0	—	—	—	58
IV	0	0	0	—	—	—	59
V	s	0	0	—	—	—	60
VI	S	0	0	—	—	—	61
11. *M.M.P.I.*							
?	0	0	0	—	—	—	62
L	0	S	0	—	—	—	63
K	0	0	0	—	—	—	64
F	S	S	0	—	—	—	65
Hs	(s)	S	0	—	—	—	66
D	S	S	0	—	—	—	67
Hy	s	S	0	—	—	—	68
Pd	S	S	0	—	—	—	69
Mf	(s)	(s)	0	—	—	—	70
Pa	S	s	(s)	—	—	—	71
Pt	S	S	0	—	—	—	72
Sc	S	S	0	—	—	—	73
Ma	S	S	0	—	—	—	74
12. *M.L.S.*							
a	—	—	—	0	0	0	75
b	—	—	—	0	0	S	76
c	—	—	—	0	0	0	77
13. *Ord-Association*							
Reaktionstid I	S	0	S	—	—	—	78
+-rep. II	S	0	S	—	—	—	79
Popul. svar III	S	S	0	—	—	—	80
Multi-reakt. IV	S	S	0	—	—	—	81
»Close» reakt. V	S	0	0	—	—	—	82
»Distant» reakt. VI	s	0	0	—	—	—	83

6. HA är icke bekräftad.
7. I fråga om de äldre är HA bekräftad i 4 fall av 8 möjliga och i fråga om de yngre i 3 fall av 8 möjliga, alltså övervägande icke bekräftad.
8. Med hänsyn till genomsnittliga p-kvoter är HA bekräftad i 1 fall av 6 möjliga i yrkesskolegrupperna och i 3 fall av 6 möjliga i skolhemsgrupperna. Med hänsyn till differenserna i intervariabilitet i grupperna är HA i det äldre materialet bekräftad i 5 fall av 6 möjliga. HA är således icke bekräftad i det förstnämnda avseendet, men nära nog fullständigt i det senare avseendet.
9. HA är bekräftad i 16 fall av 16 möjliga (om såväl 2 och 1 + 2 räknas, i 8 fall av 8 möjliga, om ettdera avses). HA är således helt verifierad.

HA är övervägande bekräftad i instrument 2, 5, 8 (i 8 med hänsyn till intervariabilitet) och 9, men övervägande icke bekräftad i instrument 3, 4, 6 och 7. I fyra instrument bekräftades hypotesen övervägande, i fyra däremot icke. HA synes sålunda i stort endast vara partiellt bekräftad.

HB antager, att i de variabler, som ingå i instrumenten 10—13, komma normalgrupperna att utskiljas från övriga grupper av elever. Vi pröva även denna hypotes för vart och ett av instrumenten 10—13.

10. HB bekräftas i 5 fall av 12 möjliga, alltså övervägande icke bekräftad.
11. HB konfirmeras här i 21 fall av 26 möjliga. Hypotesen är således för detta instrument i det närmaste helt bekräftad.
12. HB icke verifierad.
13. HB är bekräftad i 8 fall av 12 möjliga, alltså övervägande bekräftad.

HB är således övervägande bekräftad i instrument 11 och 13, däremot icke i 10 och 12.

HB synes också i stort endast vara partiellt bekräftad.

Ehuru våra två huvudhypoteser HA och HB endast blivit partiellt bekräftade på detta stadium av undersökningen, pröva vi dem på nytt och under mer exakta betingelser, sedan en kombination av variablerna i ett helt instrument gjort det möjligt att pröva dem på instrumenten i sin helhet och ej endast på de ingående variablerna, tagna var för sig. En rekonstruktion av hypoteserna får då utföras. Denna göres i Kap. XI, sedan metoder för kombination av variablerna i ett helt instrument till ett sammansatt poängtal behandlats (Kap. VIII).

B. Skattningsmetoder

BEDÖMNING AV 12 PERSONLIGHETSDRAG I EN 9-GRADIG SKALA, UTFÖRD AV TRE OLIKA BEDÖMARE FÖR VARJE INDIVID

De tolv personlighetsdragen hämtades huvudsakligen från drag, som angivits bl. a. av Allport. Dragen formulerades som motsatspar i en grafisk skala. De framgå av Fig. 10. Bedömarna valdes bland de lärare och assistenter å skolan, som bäst kände eleven. Därvid tillsågs att sådan representant skulle finnas, som haft tillfälle iakttaga elevens uppförande under arbete och sådan, som haft tillfälle att iakttaga honom under hans fritid. Varje bedömare hade att inpricka individens status på en linje, med ytterpunkterna verbalt karakteriserade, och det klargjordes för bedömaren, att de olika dragen i en osovrad population sannolikt fördelade sig gaussiskt och att bedömningen finge taga hänsyn till detta (normalkurvans egenskaper genomgingos). Det framhölls alltså, att utgångspunkten för bedömningarna skulle vara den, att varje elev skulle skattas i förhållande till en normalpopulation i motsvarande ålder. Varje bedömare intervjuades av förf., som i ett protokoll införde de skattningar intervjuobjekten meddelade. Bedömarna voro helt ovetande om varandras resultat. Såväl de yngre som de äldre vanartsgruppernas elever bedömdes av tre personer på detta sätt. Att åstadkomma motsvarande bedömning av normalgrupperna lät sig icke göra, då tre personer med lika intim kännedom om dessa elever ej kunde tänkas finnas på resp. skola.

Här meddelas resultaten av skattningarna av de äldre vanartiga, Lövsta (N = 72) och Sundbo (N – 89). Genomsnittliga resultatet av tre bedömares skattningar av varje individ har upplagts i histogram, avseende hela gruppen. I Fig. 10 visas dessa. Drag 12, »grad av psykopati», har endast skattats i Lövsta-gruppen. För att underlätta bedömningen har de 12 motsatsparen formulerats så, att de så nära som möjligt motsvara det vardagliga språkbruket. Av Fig. 10 framgår:

att Lövsta-gruppen i de flesta personlighetsdragen uppvisar högre grad av variabilitet;

att tendens till tvåtoppig kurva föreligger för Lövstas del i drag 2, 8 och 10;

att för Sundbo-gruppens del kurvorna mera ansluta sig till normalfördelningen;

att för några av dragen kurvorna visa tendens till snedhet åt olika håll, nämligen i 4, 6, 8 och 9;

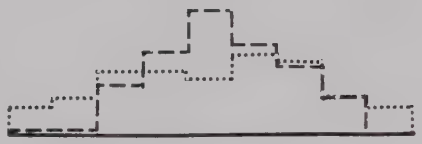
att detta skulle innebära, att för Lövsta-gruppens del något oftare skattningar skett, som karakterisera individerna som oppor-

Fig

1.
Har ytterst svårt att finna sig i nya omständigheter.

Finner sig ytterst snabbt tillrätta.

2.
Är alldeles känsloflack, oberörd, likgiltig.



Ytterst lättrörlig i känsloavseende.

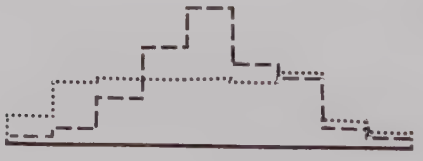
3.
Inåtvänd, självupptagen dagdrömmartyp, spekulativ.

Utåtvänd, omedelbar, spontan, (plastisk verklighetskontakt).

4.
Handlar planlöst, vänder kappan efter vinden, opportunist.

Handlar planmässigt, följer i allt en princip.

5.
Reagerar långsamt och trögt.



Reagerar ytterst snabbt.

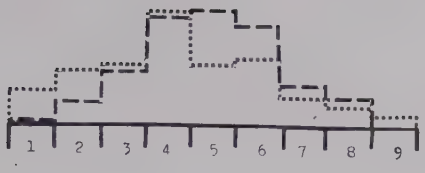
6.
Ytterst självsäker.

Osäker på sig själv.

Fig. 10. Resultat av personskattningar, Lövsta y, Sundbo y.

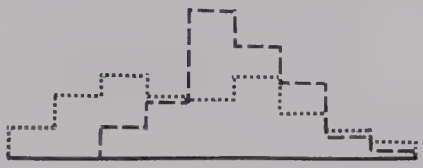
10

7.
Vårdslös i detaljer, brister i noggrannhet.



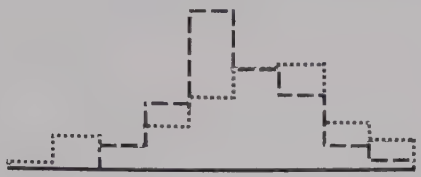
Noggrann, omsorgsfull i detaljer, pedantisk, petig.

8.
Ytterst lättirritabel, hetsig, brusar upp vid minsta anledning (Affektlabil)



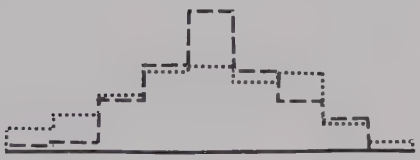
Lugn, svår att bringa ur fattningen, irriteras ej lätt (Affektstabil)

9.
Ytterst enveten, uthållig.



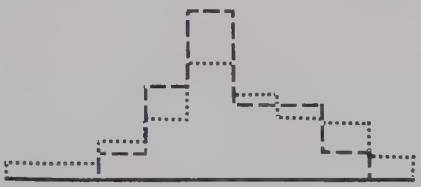
Ger fort upp, saknar all uthållighet.

10.
Socialt svåranpassad (råkar lätt i konflikt med omgivningen, svårt att få kamrater).



God social anpassning(får lätt kamrater, smälter in i omgivningen).

11.
Intellektuellt rörlig, begåvad.

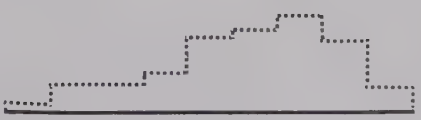


Svårt för att fatta, trög, obegåvad, "korkad".

L .....

S .- - - - -

12.
Beteende och totalpsyke i allt vad man kallar fullt "normalt".



Avviker i berörda avseende starkt från det "normala" (grav psykopati)

tuna, osäkra på sig själva, lättirritabla och mindre uthålliga än vad fallet varit i Sundbo-gruppen. Samt slutligen:

att resultaten av skattningarna måste tolkas med mycket stor försiktighet, bl. a. därför att av naturliga skäl olika bedömare fungerat vid de båda skolorna samt att dessa vetat om elevernas grupptillhörighet och kunna ha influerats av detta faktum vid sina bedömningar. De vid skattningar vanliga halo-effekterna ha sannolikt också gjort sig gällande.

Skalorna ha med avsikt orienterats så, att den komponent i motsatsparet, som i allmänhet kan tänkas väcka mest socialt gillande, ömsom placerats till vänster och ömsom till höger på skalan.

Vi ha ej funnit tillräckligt starka skäl för en psykometrisk behandling av resultaten av personskattningarna, åtminstone icke på undersökningarnas nuvarande stadium. En sådan bleve synnerligen komplicerad och möjligen också av ringa värde, då många olika bedömare medverkat och dessa tillhört personalen vid de olika skolorna. På resp. skola kan det tänkas att det finnes några mer eller mindre uttalade normer för vad som karakteriserar eleverna på just denna skola. Sådana ev. förefintliga normer måste då tänkas påverka skattningarna. Varje enskild bedömares skattningstendenser i de 12 dragen, i förhållande till genomsnittet av alla bedömares skattningar, kunde t. ex. ha beräknats och korrigering härför utförts, men genom mångfalden av använda bedömare hade mönstret sannolikt blivit svårtolkat. Personskattningarna visa emellertid, hur personalen vid skolorna bedömer eleverna vid resp. skola, i förhållande till en tänkt normalgrupp, då de givetvis varit medvetna om, vilken kategori (Lövsta, Sundbo, etc.) de bedömda eleverna tillhört.

C. Karakteristik av de olika grupperna med hänsyn till erhållna resultat

Vi söka nu karakterisera grupperna med utgångspunkt från i detta kapitel framkomna resultat. Karakteristiken av grupperna sker med hänsyn till de tre kategorier elever vi arbetat med: »psykopatiska» vanartiga (kategori 1), »psykiskt normala» vanartiga (kategori 2) och »normala» icke vanartiga (kategori 3). Dessa tre kategorier kunna karakteriseras på följande sätt i vart och ett av de ingående instrumenten (jfr tabell 78).

A. 1. Skillnader i »intelligens» kunde icke konstateras mellan kategori 1 och 2. Att psykopatidiagnosen är oberoende av intelligensnivån, vilket ofta framhållits, har därvid bekräftats för de uttagna gruppernas vidkommande. Av de äldre grupperna ha de, tillhörande såväl kategori 1 som kategori 2, uppnått lägre intelligenspoäng än motsvarande normalgrupper, så som dessa senare uttagits.

2. Reaktionstidsbestämningarna visade, att i en valreaktion kategori 1 genomsnittligt använde längre tid för reaktionernas utförande och hade större variationer i sina reaktionstider än kategori 2 och 3. I fig. 1 a och 1 b framkom det, att »onormala variationer inom personligheten» ansågs bl. a. karakterisera de s. k. psykopaterna. Frågan, om detta har något samband med den konstaterade högre graden av genomsnittlig intravariabilitet för kategori 1 i förhållande till de båda andra kategorierna, får dock t. v. lämnas öppen.

3. I takistoskopförsöken uppkommo inga betydande differenser mellan kategorierna. Detta visar, att vad som i fig. 1 b kallats uppmärksamhetsstörningar ej äro speciellt utmärkande för kategori 1, i varje fall icke om störningarna avse sådana uppmärksamhetsfunktioner, som få tänkas tagas i anspråk i ett takistoskopförsök.

4. Den form av subjektiv säkerhet i samband med en rapporterad uppgift, som »Confidence»-försöket avsåg att undersöka, diskriminerade icke mellan kategorierna.

5. De experimentella konfliktsituationerna utskilde kategori 1 från de båda andra kategorierna. Den emotionalisering av konflikten, som väntades uppkomma genom insättandet av de motivationsskapande faktorerna, har synbarligen lett till att eleverna, tillhörande kategori 1, oftare än de övriga eleverna handlat på ett inadekvat sätt med hänsyn till det eftersträvade målet. Man skulle kunna säga, att de visat mindre grad av »frustrationstolerans» än övriga grupper elever.

6. I cancellationsprovet uppkom endast en signifikant differens (mellan kategori 1 och 3 i det yngre materialet), innebärande sämre kvalitativ prestation för kategori 1.

7. Bourdonprovet utskilde oftast kategori 1 från de båda övriga kategorierna. Detta inträffade relativt mera frekvent i fråga om den kvalitativa än i fråga om den kvantitativa aspekten. De tendenser till bristande noggrannhet, dvs felstrykningar och »överhoppningar», som iakttagits speciellt hos eleverna tillhörande kategori 1, motsvaras rätt väl av karakterologiska omdömen såsom: »vårdslöshet i detaljer», »bristande noggrannhet», »slarv», »oförmåga till planmässigt handlande och att följa uppställda normer» etc. Jfr fig. 1 b IV.

8. Ingen av kategorierna visade sig i genomsnitt ha speciellt höga eller låga perseverationskvoter, men elever tillhörande kategori 1 hade oftare både höga och låga p-kvoter. Karakterologiskt skulle detta innebära, att kategori 1 bestått i större utsträckning av dels sådana individer, som ha svårare att alternera mellan olika verksamheter och dels sådana, som lättare växla om från en verksamhet till en annan, båda aktivitetstyperna då sedda i relation till en normalgrupps genomsnittliga prestation.

9. Den form av uthållighet i en måttligt intellektuellt betonad situation, som »persistency»-provet avsåg att undersöka, utskilde elever tillhörande kategori 1 i förhållande till övriga. Bristande uthållighet har ibland ansetts

karakterisera de s. k. psykopaterna. De vunna resultaten bekräfta ett sådant antagande.

10. BPI differentierade ej mellan kategori 1 och 2. De tendenser till »emotionell instabilitet», »introversion», »underlägsenhetskänslor», »dålig anpassning till omgivningen» och »oberoende, ensam, ej gruppmänniska», som instrumentet givit indikationer på, karakterisera både kategori 1 och 2 i förhållande till kategori 3, kategori 1 i högre grad och kategori 2 i lägre grad. Tendenserna äro, ehuru svaga, tecken på avvikelser i samma riktning från normalgruppen för båda de andra kategorierna, men med olika stark utpräglingsgrad. De uttalanden, som gjorts (se fig. 1 b) angående »känslorubbningar och svårigheter i anpassning till miljön», ha sålunda fått viss evidens. De gälla för båda vanartsgrupperna, i högre grad för dem i kategori 1 och i lägre grad för dem i kategori 2.

11. Resultaten i MMPI uppvisade, med ett undantag (Pa), inga differenser mellan kategori 1 och 2. De kunna därför icke sättas i relation till psykopatidiagnosen, men väl till personlighetsstrukturen hos vanartiga i allmänhet. Mellan såväl kategori 1 som 2 å ena sidan och kategori 3 å den andra voro flertalet differenser signifikanta, de flesta starkt signifikanta. Den beteendeanomali, som av instrumentets upphovsmän karakteriserats med termen »psychopathic deviate» (Pd), utmärker icke speciellt individerna i kategori 1 i genomsnitt men väl dem i kategori 1 och 2 i förhållande till dem i kategori 3. Inslag av Pd i instrumentets mening är således i lika hög grad utmärkande för båda kategorierna vanartiga och bidrager sålunda till karakteristiken av vanartigas personlighet men ej nämnvärt till karakteristiken av de elever, som vistas å skola, avsedd för psykiskt abnorma vanartiga, i förhållande till dem, som vistas å övriga ungdomsvårdsskolor.

12. MLS visade praktiskt taget samma tendenser till »omoraliskt beteende», i detta fall fusk, i alla tre kategorierna och bekräfta icke, vad som sagts om speciellt de s. k. psykopaternas »oförmåga att följa uppställda normer (se fig. 1 b IV). Så som situationerna arrangerats, inbjödo de måhända alltför lätt till att avvika från den genom instruktionen uppställda normen. Någon differentierad karakteristik av grupperna kan således inte lämnas. Alla tre kategorierna elever ha i ungefär lika hög utsträckning frestats att bryta mot de givna reglerna.

13. Vi skola så till sist försöka karakterisera grupperna med avseende på reaktionsbenägenhet i Ordassociationstestet. I fråga om populärsvar och multi-ord-reaktioner inträffade det, att kategori 3 utskildes från de båda andra. Detta skulle innebära, att såväl kategori 1 som 2 ha lägre grad av »interindividual consistency» i sina associativa processer än normalgruppen (populärsvar). Likheten mellan 1 och 2 i fråga om multi-reaktioner bör sammanställas med Rapaports fynd, att sådana förekomma mest hos depressiva. I den mån depressionen är en reaktiv sådan och de aktuella miljöomständigheterna ha verkat, kan likheten mellan kategori 1 och 2 (båda institutionaliserade) kanske förklaras. I fråga om reaktionstid och +-repetitioner har kategori 1 skilts ut från de två andra. (Beträffande reaktionstiden kan det förtjäna påpekas, att någon signifikant skillnad mellan tiderna i valreaktionsförsöket ej heller erhölls mellan kategori 2 och 3.) Reproduktionsstörningarna, som Rapaport antog framförallt bero på »instability of thought-and memory-organization» och bristande kontroll över affekter, som väcktes till liv vid det ursprungligen avgivna svaret, äro alltså speciellt ut-

märkande för eleverna i kategori 1. Det fallet, där kategori 2 intager en mellanställning i förhållande till de två andra kategorierna, sinsemellan signifikant skilda åt men med ej signifikanta differenser åt någotdera hållet, gäller e) »close reactions» och f) »distant reactions». Dessa båda reaktionsformer, av Rapaport ansedda som patologiska indikatorer, kännetecknа framförallt kategori 1 men i viss mån även kategori 2 i förhållande till normalgruppens reaktionssätt.

De flesta av ovan upptagna former av reaktioner på stimulusorden äro sådana, som i litteraturen angivits som patognomoniska. Den första kategoriens särställning i detta avseende är alldeles tydlig. Mindre entydiga äro förhållandena i vad gäller kategori 2. I en del fall är denna kategori mera likställd med normalgruppen, i en del fall med kategori 1. I andra fall slutligen föreligga signifikanta differenser åt båda hållen. Tages hänsyn till endast de numeriska värdena, ligga resultaten i kategori 2 i det alldeles övervägande antalet fall *mellan* de två andra kategoriernas. Detta gör sig även gällande vid undersökning av relationerna mellan reaktioner på »traumatiska» gentemot »icke-traumatiska» ord.

Om man utgår från att de beteenden, som kategori 3 uppvisat i detta test, äro de, som med hänsyn till gruppens sammansättning i ålders-, socialgrupps- och utbildningshänseende, kunna betraktas som normala, är det synnerligen påtagligt, att den första kategoriens reaktioner äro avvikande från normalgruppens i högre grad och från den andra kategoriens i lägre grad. Då det av tidigare utförda undersökningar med ordassociationstest framgår, att testet differentierar mellan grupper med olika grad av anpassning i personlighetspsykologisk mening, är det vidare tydligt, att de avvikelser, som konstaterats, äro sådana som kunna ha med personlighetsstrukturen att göra. I denna mening är kategori 1 att karakterisera som den *mest* avvikande och kategori 2 som den *minst* avvikande, ehuru avvikelser från de normalas reaktioner i båda fallen förekomma.

Ett ytterligare bidrag till karakteristiken av grupperna är också det förhållande, som uppkommit när retningsorden indelats i »traumatiska» och »icke-traumatiska» ord. Med viss regelbundenhet inträffade det då, att associationsstörningar på det sistnämnda slaget ord i förhållande till störningar på övriga ord voro vanligast i kategori 1, därnäst i kategori 2 och minst vanliga i normalgruppen. Elevernas i kategori 1 mindre höga grad av känslighet för just sådana ord, som normalt ge upphov till associationsstörningar av olika slag i förhållande till deras reaktioner på mer neutrala stimuli, är ett karakteristikum, som kan tolkas så, att dessa elever synas visa normala adekvata känsloreaktioner i mindre utsträckning än de i kategori 2 och eleverna där i sin tur i mindre grad än normalgruppens elever.

Individer tillhörande kategori 1 synas ofta reagera affektivt också på stimuli, som normalt sällan ge upphov till emotionella reaktioner. Huruvida detta reaktionssätt är bundet till själva testsituationen, ev. kan bero på bristande kooperativ inställning eller ev. kan insättas i ett vidare sammanhang, har man ej möjlighet att avgöra enbart med ledning av här presenterade testdata. Vi kunna således konstatera, att speciellt de i kategori 1 reagera med associations- och reproduktionsstörningar i proportionellt sett större utsträckning, när retningsorden ej tillhört den krets av ord, som normalt ge upphov till sådana störningar, dvs. konventionellt traumatiska ord, valda från psykoanalytiska utgångspunkter och uppbyggda på erfarenheter

av framför allt neurosklientel. Detta skulle kunna innebära, att de i kategori 1 knappast äro mer neurotiserade än de i normalgruppen, neurosbegreppet då taget i sin psykoanalytiskt traditionella betydelse, där stimuli från framför allt den anala, orala och genitala sfären antagas giva upphov till hämningsfenomen och anpassningsmekanismer, som innebära omvägsbeteenden såsom bortträngning och substituerande aktiviteter.

B. Personskattningarna visade, att personalen å anstalten för elever tillhörande kategori 1 ofta skattat dessa elever i genomsnitt på sådant sätt, att de kommit att ligga mer utspridda mot skalornas ändpunkter än vad som väntats med hänsyn till normalfördelningskurvans egenskaper. Personalen å skola för kategori 2 däremot har ofta skattat eleverna så, att de ge en fördelning, som mer ansluter sig till normalfördelningen. Personskattningarna karakterisera eleverna i kategori 1 såsom mer opportuna, osäkra på sig själva och lättirritabla samt mindre uthålliga än de i kategori 2. Karakteristikerna då lämnade i termer, som givits i de grafiska skalornas ändpunkter.

En sammanfattande karakteristik av grupperna har att taga fasta på:

1. Den genomgående tendensen till högre intervariabilitet i testdata i kategori 1 jämfört med övriga kategorier (jfr Personskattningarna). Detta bör ställas i relation till den konstaterade högre intravariabiliteten för kategori 1 i ett av proven.
2. Den intermediära karaktären hos kategori 2. I de flesta testen ligger denna kategoris resultat *mellan* de båda övrigas.
3. Att i de funktioner, som tagits i anspråk i proven, graduella övergångar förekomma i riktningen kategori 1—2—3.
4. Att resultaten tyda på, att den form av personlighetsavvikelse, som givit sig till känna i testresultaten, progredierar i riktningen 3—2—1.
5. Att, med hänsyn till de vunna resultaten, den tidigare givna definitionen på personlighetsavvikelse (se sid. 2) väl korresponderar med en definition, som innebär avvikelse från normalitet, med »normal» fattat i betydelsen av statistiskt medelvärde.

SAMMANFATTNING AV DEL II

Del II inleddes med ett avsnitt om undersökningarnas bakgrund. En redogörelse lämnades för undersökningarnas planläggning, syfte och omfattning. I validitetsfrågan intogs den ståndpunkten, att psykopatidiagnosen som sådan ej var lämplig att använda som kriterium vid valideringen. Psykopatibegreppets löslighet och det impressionistiska diagnosställandets vanskligheter på detta område anfördes som skäl för dessa diagnosers uteslutande vid valideringen. I stället hänvisade vi till de olika kategoriernas faktiska existens i samhället och antogo, att de alldagliga livssituationer, vars krav individen ej kunnat uppfylla, åstadkommit en selektion i en bestämd riktning.

De praktiska problem, som möter den, som utför en fältundersökning av detta slag, ha behandlats och olika lösningsförslag ha diskuterats.

En karakteristik gavs av de utvalda grupperna i förhållande till andra grupper, med hänsyn till vissa hereditära, lesionella och sociala data (bakgrundsdata) hämtade ur ett aktmaterial.

En genomgång av dokumentärmaterial vid de skolor, de egna undersökningarna omfattat, sökte bl. a. giva svar på följande frågor: om de utvalda grupperna voro representativa i förhållande till vanartsklientel överhuvudtaget, som i vårt land blivit föremål för undersökning, om det förelåg skillnader mellan större klientel än de direkt undersökta från de tre ungdomsvårdsskolorna beträffande bakgrundsdata, samt om aktuellt undersökta grupper voro representativa i förhållande till tidigare grupper, som passerat samma skola. Den första frågan kunde besvaras med att beträffande I-faktorer intog Lövsta-skolans klientel en särställning, men att i övrigt alla skolornas elever vore att anse som tämligen typiska vanartsklientel med avseende på de faktorer, som uttagits. Den andra frågan med att av de tre skolorna låg Lövsta minst gynnsamt till beträffande I-faktorer. Den tredje frågan kunde besvaras med att de direkt undersökta grupperna kunde anses approximativt representativa för tidigare elevgrupper vid samma skola.

På två grupper, en från Lövsta yrkesskola och en från Sundbo yrkesskola, och av samma storleksordning, gjordes en signifikansanalys av ett antal bakgrundsdata. Därvid framkommo signifikanta skillnader mellan de båda klientelen ifråga om vissa data. Beträffande flertalet data förelågo dock inga statistiskt säkerställda differenser.

Några sociala data ha också kunnat erhållas från använda normalgrupper. Dessa data ha jämförts med de institutionaliserade gruppernas. Alla grupperna visade en måttligt god överensstämmelse i dessa avseenden.

En redogörelse lämnades för använda psykologiska metoder och erhållna resultat. Det visade sig därvid, att en del av de använda metoderna differentierade mellan å ena sidan Lövsta-grupperna och å andra sidan övriga grupper, medan en del differentierade mellan å ena sidan vanartsgrupperna och å andra sidan normalgrupperna. I det alldeles övervägande antalet fall intogo de psykiskt normala vanartsgrupperna en mellanställning i förhållande till de övriga.

Resultat av en skattning av 12 personlighetsdrag, utförd av 3 bedömare för varje individ, meddelades även. En grov jämförelse mellan fördelningskurvorna visade vissa skiljaktigheter mellan skattningarna av elever tillhörande olika vanartskategorier. Bedömarna ha därvid dock vetat om grupptillhörigheten. Detta får givetvis tänkas ha påverkat skattningarna.

Framställningen i del II avslutades med en karakteristik av de olika grupperna med hänsyn till erhållna resultat. Därvid framhölls bl. a. att de genomgående funna kvantitativa differenserna mellan kategorierna väl låta sig förena med en uppfattning av begreppet personlighetsavvikelse såsom avvikelse från normalitet också i betydelsen statistiskt medelvärde och ej endast såsom motsats till patologisk eller abnorm.

Del III kommer att behandla funktionella samband, såväl mellan testdata inbördes som mellan dessa data och övriga uttagna data. Termen funktionell gives då en helt neutral innebörd och kan tolkas som »a är en funktion av b», dvs. de samvariera på ett visst sätt.

DEL III

FUNKTIONELLA SAMBAND

Kapitel VIII

KONSTRUKTION AV SKALOR FÖR INDIVIDUELL NIVÅBESTÄMNING

De erhållna resultaten skola nu utnyttjas för en fortsatt analys. Hittills framkomna resultat bygga på gruppjämförelser och ha utmynnat i en karakteristik av de i undersökningen ingående grupperna. Av intresse för problemställningarna är nu för det första 1) att utvälja sådana experimentella förfaranden som differentiera nöjaktigt dels mellan de båda kategorierna vanartiga inbördes, dels mellan båda eller endera av dessa och normalgrupper; för det andra 2) att genom ett lämpligt psykometriskt förfarande sammanställa varje individs resultat till ett sammansatt poängtal eller ett index[1], som anger den enskilde individens status i relation till exempelvis normalgruppens medelvärde eller till samtliga använda gruppers medelvärde. En på visst sätt utnyttjad gränssättningsmetodik skulle även den ge möjligheter att åstadkomma detta. Poängtal och index kunna sedan sättas i relation till bakgrundsdata, i relation till personskattningar och vidare i relation till den sociala prognosen, 3 år efter det vederbörande deltagit i undersökningarna. De psykometriska problem, som dessa frågeställningar implicera, diskuteras i det följande.

1. Utväljandet av instrument för den fortsatta analysen

Vid utväljandet av instrument[2] för fortsatt analys böra följande riktlinjer kunna angivas: a) sådana som innehålla variabler, vilka giva entydiga och klart signifikanta differenser mellan yttergrupperna (»nor-

[1] Med sammansatt poängtal (»composite score», Thorndike 1949) mena vi här ett poängtal, som är sammansatt av flera variabler i ett enskilt instrument, t. ex. MMPI. Med index mena vi ett slutvärde, som är sammansatt av poängtal i flera instrument, t. ex. MMPI, Exp. konfl. m. fl.

[2] Med termen *instrument* avses vart och ett av de uttagna experimentella förfarandena i sin helhet, t. ex. MMPI, med *variabel* de i instrumentet ingående variablerna, t. ex. (skalorna) Pd, D etc. i MMPI eller t. ex. variablerna (deltesten) V, VI etc. i konfliktprovet.

mala» icke vanartiga gentemot »abnorma» vanartiga) och vidare sådana som differentiera mellan de båda kategorierna vanartiga, b) sådana som innehålla variabler med tillräckligt hög reliabilitet, c) sådana variabler, som uppvisa endast måttligt höga korrelationer inbördes, — om två variabler korrelera synnerligen högt med varandra är ju endera överflödig, förutsatt att reliabiliteten ändå blir tillfredsställande, om den ena av dem uteslutes (detta undersökes i avsnittet om de multipla korrelationsanalyserna, 2. A), d) instrument, innehållande variabler till ett sådant antal, att det slutliga batteriet icke blir alltför ohanterligt vid efterprövning på nya grupper för korsvalidering eller vid ett brukande för praktiska syften.

I det föregående ha vi arbetat med två ålderskategorier (10—15-åringar och 15—20-åringar). Vissa instrument ha varit gemensamma för båda ålderskategorierna. I många fall ha resultaten då gått i samma riktning och sålunda styrkt varandra, i andra fall har det motsatta förhållandet inträffat. Andra testförfaranden återigen ha använts endast å endera av ålderskategorierna av skäl, som tidigare redovisats. För att kunna begränsa vår fortsatta analys till rimliga proportioner använda vi oss nu endast av resultat, erhållna i de äldre elevgrupperna, 15—20-åringarna. Skälet härtill är uppenbart. Beläggningskapaciteten på ungdomsvårdsskolorna överhuvudtaget, och på de i undersökningen ingående skolorna likaledes, är c:a dubbelt så stor för de äldre elevernas vidkommande som för de yngres. Därtill kommer att omloppstiden är längre för de yngres del, enär praxis har utvecklat sig så, att de senare i regel fullgöra sin skolplikt, innan villkorlig utskrivning överväges. Tillgängliga för den fortsatta analysen av materialet bli då tre grupper (15—20-åringar) av storleksordningarna c:a 70 + 70 + 70 = 210 individer från Lövsta yrkesskola, Sundbo yrkesskola resp. Centrala Verkstadsskolan. För att åstadkomma grupper av motsvarande storleksordning bland de yngre årgångarna hade mer än dubbla tiden erfordrats, om man fasthållit vid kravet på att begränsa undersökningarna till de ungdomsvårdsskolor, som från början uttagits. Den fortsatta behandlingen av materialet i detta kapitel kommer därför att gälla resultaten från undersökningarna av det äldre klientelet (15—20-årsgrupperna), dvs yrkesskoleelever.

a. *Variablernas differentierande förmåga*

Med hänsyn till variablernas differentierande förmåga (se tabell 78) utväljas nu följande instrument:

a) *Intelligenstestet (AGT)* gav signifikanta differenser mellan normalgruppen och de båda vanartsgrupperna, däremot ej mellan de senare inbördes. Då undersökningen tagit sikte på personlighetsavvikelser av främst non-intellektuell art, kommer intelligensvariabeln att hållas isär från de övriga variablerna. Däremot kommer givetvis hänsyn att tagas till »intelligensens» samband med övriga variabler.

b) *Reaktionstidsbestämningar vid försök med komplexa valsituationer med och utan störningar. Medelreaktionstid och medelintravariabilitet.* Båda

slagen variabler gåvo signifikanta differenser mellan å ena sidan Lövsta-gruppen och å andra sidan de båda övriga grupperna i samtliga variabler.

c) *Experimentella konfliktsituationer.* Signifikanta differenser erhöllos även här mellan å ena sidan Lövsta-skolan och å andra sidan de två andra skolorna ifråga om, på två olika sätt beräknad, totalpoäng och ifråga om de enskilda variablerna med de kortare exponeringstiderna.

d) *BPI.* Av de i detta inventory ingående 6 variablerna visade 3 signifikanta differenser mellan yttergrupperna. Mellan Sundbo och normalgruppen uppkom signifikant differens i endast en variabel. Sundbo/Lövsta gav inga signifikanta differenser. Viss tvekan kan naturligtvis råda om lämpligheten av att medtaga detta instrument, då det i sin helhet icke differentierar synnerligen väl. Två av differenserna vid den förstnämnda jämförelsen, variabel III och VI, gåvo dock P-värden under 1 %-nivån. Instrumentet har också under de två senaste årtiondena kommit att intaga en framträdande plats i litteraturen, berättigad eller ej, varför vi valt att medtaga detsamma. Då det principiellt tillhör samma typ av metoder (Inventory-metoder) som MMPI, och det kan vara av visst intresse att jämföra bådas differentierande förmåga i en undersökning som denna, är detta ytterligare ett skäl för att inkludera BPI bland de utvalda instrumenten.

e) *MMPI.* Med instrumentet erhöllos signifikanta differenser mellan Lövsta och C.V.-skolan i samtliga 9 personlighetsvariabler. Av differenserna lågo 6 på eller under 1 %-nivån, 1 på 2 %-nivån och 2 på 5 %-nivån. En av de övriga variablerna (F) gav signifikans på 1 %-nivån. Jämförelsen Sundbo/C.V.-skolan gav nära nog samma differenser, under det att jämförelsen mellan de båda vanartskategorierna visade slumpbetingade differenser utom i ett fall (Pa), där en signifikant skillnad på 5 %-nivån kunde konstateras. Instrumentets förmåga att differentiera mellan vanartiga (såväl »normala» som »abnorma» och normala icke-vanartiga) är således uppenbar, varför det bör medtagas vid den fortsatta analysen.

f) *Ord-associationstest.* Undersökningar med detta projektiva test visade, att en kvantitativ behandling av vissa formala kategorier ledde till att signifikanta differenser uppträdde mellan grupperna i flera fall. Följande kategorier böra medtagas vid en fortsatt analys: 1) Populärsvar gav signifikans Lövsta/C.V.-skolan och Sundbo/C.V.-skolan och kan lätt bestämmas utifrån den uppställda definitionen. 2) Reaktionstiden gav signifikans mellan Lövsta/Sundbo och Lövsta/C.V.-skolan och är likaledes lätt att bestämma objektivt. 3) Antalet +-repetitioner gav signifikanta skillnader mellan samma skolor som i föregående kategori och är också lätt att bestämma kvantitativt. 4) Multi-ordreaktioner gåvo signifikanta differenser mellan Lövsta/C.V.-skolan och Sundbo/C.V.-skolan och bestämmas entydigt utifrån uppställd definition. 5) »Close-reactions»-kategorien gav signifikans endast mellan Lövsta/C.V.-skolan och vållar ej heller några alldeles speciella svårigheter vid kategoriseringen. 6) »Distant-reactions» gåvo upphov till endast en signifikant skillnad (här på 2 %-nivån), nämligen mellan Lövsta och C.V.-skolan. Denna sistnämnda kategori är utan tvekan den som erbjuder de största svårigheterna vid en utvärdering av resultaten. Att avgöra, om ett svar är »distant» eller icke, fordrar ett mått av kvalitativ bedömning, som icke erfordras för identifikation av de föregående kategorierna, möjligen undantagandes kategorien »close-reactions». Trots detta och trots att den icke uppnått samma höga signifikansnivå som de tidigare nämnda kate-

gorierna, ha vi velat medtaga densamma, främst på grund av det intresse, som knutits till kategorien ifråga som patognomisk indikator.

Med de uttagna instrumenten och med de nämnda ingående variablerna har det uppställda kravet på fullt signifikanta differenser tillgodosetts.

Nästa krav, tillfredsställande reliabilitet hos de uttagna testen, skall härnäst tillgodoses. Kravet på endast måttligt höga interkorrelationer mellan variablerna i det slutliga batteriet kommer att tagas upp till behandling i anslutning till en utförd multipel korrelationsanalys (se tab. 85—114). Genom de nu uttagna sex instrumenten:[3] 1. *Reaktionstid*, 2. *Intravariabilitet*, 3. *Experimentella konfliktsituationer*, 4. *BPI*, 5. *MMPI* och 6. *Ord-associationstest* har vidare totala antalet variabler kunnat hållas inom någorlunda måttliga gränser. Det kan givetvis sägas, att det hade varit klokt att medtaga även sådana variabler, som givit mindre tydliga utslag mellan grupperna. Det slutliga batteriet hade i så fall blivit väsentligt mera ohanterligt, och dess totala differentierande förmåga hade sannolikt ej heller ökat nämnvärt genom att medtaga denna icke särskilt valida varians. Ökningen av ett testbatteris prediktiva förmåga, uttryckt i en multipel korrelationskoefficient (R), anses ju ej vara särskilt hög, om nya variabler läggas till de första fem eller sex, försåvitt icke dessa nya uppvisa korrelationer med kriteriet, som äro avsevärt högre än de ursprungligas (se t. ex. McNemar 1955, s. 188 eller Thorndike 1949, s. 191 Table I). Båda dessa skäl tala för att den fortsatta analysen lämpligen bör begränsas till de utvalda sex instrumenten, med nämnda ingående variabler.

b. *Variablernas reliabilitet*

Ett uppställt krav på de uttagna instrumenten var, att de däri ingående variablerna skulle äga nöjaktig grad av reliabilitet. Vi undersöka nu detta.[4] De tre vanliga metoderna för reliabilitetsbestämning bruka anges som re-testmetoden (1), parallell-testmetoden (2), och split-half-metoden (3). Reliabilitet har definierats bl. a. på följande sätt: »Ett tests reliabilitet kan uttryckas som dess korrelation med ett simultant applicerat parallelltest» (Ekman 1947 s. 112). Det i praktiken bästa sättet att approximativt söka åstadkomma detta är en användning av metod (3) split-half, med efterföljande korrektion med Spearman—Brown's »prophecy formula» till giltighet för hela testet.[5] Enligt den uppställda definitionen bör metod (1) rätteligen benämnas re-testkor-

[3] Förutom intelligensundersökning enligt AGT.

[4] För reliabiliteten hos det använda intelligenstestet AGT har det tidigare (Kap. VII: 1) redogjorts.

[5] Se Ekman (1947 s. 120), (1952 s. 41) och diskussionen hos Sjöstrand (1949 s. 60) och Hörnfeldt (1950 s. 136).

relation (Ekman 1947, jfr Trankell 1950 s. 177) och icke reliabilitet. Vi bruka denna term i fortsättningen. Med användning av split-half-tekniken äro de s. k. funktionsfluktuationerna i möjligaste mån eliminerade.[6] Beträffande en del av de uttagna instrumenten kan det vidare sägas, att vid icke (eller snarare mindre) simultan applikation hela instrumentets karaktär förändrats genom att de stressbildande och/eller konfliktskapande situationerna redan avslöjats för fp:erna, och att fp:erna därigenom förändrat sin inställning till försöket. Såväl valreaktionsförsöket med störningar som försöket med experimentella konfliktsituationer torde i hög grad drabbas av dessa förhållanden, därest icke-simultana applikationer användas (metod 1 och 2). Identiteten (metod 1) eller parallelliteten (metod 2) mellan de båda applikationerna av provet har delvis gått förlorad genom att överraskningsmomentet bortfallit. Detta utgör ett avgörande skäl för att använda metod (3), split-half, för reliabilitetsbestämningarna.

De grupper vi arbetat med äro selegerade på olika sätt och i olika avseenden. De utgöras av personer tillhörande några få ålderskategorier och med snäv variation (= liten spridning, σ) i vissa variabler. Så är normalgruppen (C.V.-skolan) t. ex. selegerad i begåvningshänseende redan på grund av elevurvalet (elever med så gott som utan undantag enbart folkskoleutbildning, men med synnerligen ringa inslag av f. d. hjälpklasselever), vilket också intelligensundersökningarna visat, genom avsevärt lägre σ-värde än standardiseringsgruppens. Selektionen får antagas ha påverkat även andra variabler än den nämnda. Reliabilitetskoefficientens storlek är intimt förknippad med variabiliteten i den undersökta variabeln i de olika grupperna. Eller m. a. o. »en reliabilitetskoefficient är naturligtvis lägre, bortsett från samplingfel, om den beräknas för en homogen population, än om populationen är heterogen i avseende på den av testet definierade abiliteten».[7] Hänsyn får tagas till detta, och referenser till vad man funnit i mera heterogena populationer komma att göras, där uppgifter finnas tillgängliga. Försök till uppskattning av reliabiliteten från t. ex. en homogen grupp till en heterogen sådan, när spridningarna (σ) i båda äro kända, bygga på det uttryckliga antagandet, att testets felvarians är konstant för alla nivåer i båda grupperna. Detta innebär, att fördelningarna i båda fallen skola vara approximativt normala och icke stympade i någotdera fallet.[8] Reliabiliteten i den mer homogena gruppen bör därför ligga

[6] Jfr Hörnfeldt (1950 s. 137).

[7] Ekman (1947 s. 49). Jfr Hörnfeldt (1950 s. 135), Anastasi (1954 s. 114), McNemar (1955 s. 154), Garrett (1953 s. 344) och Guilford (1954 s. 392).

[8] Guilford (1954 s. 392). Vid beräkning från homogent till heterogent material anser Ekman formeln särskilt riskabel (Ekman 1947 s. 50).

någonstans mellan den korrigerade (med SB) split-half-koefficienten och den formelvägen uppskattade. Den förra är att betrakta som ett minimivärde och den senare som ett maximivärde för reliabiliteten, därest gruppen varit mindre homogen med avseende på den mätta variabeln. I vad mån förutsättningarna kunna anses vara uppfyllda anges i varje särskilt fall. Vi undersöka nu reliabiliteten hos de i de uttagna instrumenten ingående variablerna var för sig och beräkna då reliabilitetskoefficienten med halveringsmetoden (split-half) med efterföljande korrektion med SB-formeln. Reliabiliteten för yrkesskolegrupperna i reaktionsförsöket blev (tabell 79):

Tabell 79

Reliabilitetskoefficienter, reaktionstidsbestämningar (M)

		I	II	III	IV	V	Hela försöket
Lövsta	(N = 68)	.94	.86	.62	.81	.93	.93
Sundbo	(N = 47)	.94	.78	.74	.85	.95	.96
C.V.-skolan	(N = 68)	.88	.82	.69	.65	.91	.91

Som framgår av tabellen blevo koefficienterna för reaktionstiderna i hela försöket i samtliga grupper över .90, vilket måste betraktas som fullt tillfredsställande, speciellt med tanke på att de icke härröra från en sampling av normalpopulationen utan från på olika sätt selegerade grupper, där σ väntas vara mindre än i hela populationen. De flesta av delförsöken gåvo också höga reliabiliteter. Lägst blevo de i delförsök III (valreaktion med ljusstörningar) och högst i delförsök V (enkel reaktion).[9] Nu anmäler sig den frågan, om man på ett adekvat sätt ur det föreliggande materialet kan beräkna reliabiliteten på intravariabiliteten i detta försök. Hade två fullständigt likartade (parallella) delförsök givits, hade detta gått att utföra på ett enkelt sätt. Så var nu icke fallet. Olika slag av störningar sattes in, varför tillgängliga data icke kunna användas i befintligt skick. Man skulle dock kunna för-

[9] Den tidigare nämnda Gnesta-gruppen (N = 20) blev föremål för retestning samma dag som huvudförsöket gjordes (5 tim. senare). Retestkoefficienterna blevo:

I	II	III	IV	V	Hela försöket (I—V)
.72	.44	.54	.53	.68	.76

Retestning med 20 av Lövsta-eleverna (från år 1946) utfördes c:a 3 mån efter det första tillfället. Resultaten äro därför icke jämförbara. Det kan nämnas att koefficienterna blevo lägre än de ovan angivna.

fara på så sätt, att i varje delförsök reaktionerna delas upp i två serier, de med udda och de med jämna ordningsnummer, och ett σ uträknas för vardera serien. Sigmavärdena korreleras sedan, och den erhållna koefficienten korrigeras på vanligt sätt med SB-formeln. Hela denna procedur är emellertid omåttligt tidskrävande och får ev. tagas upp i annat sammanhang. För att ändå få någon uppfattning om reliabiliteten hos intravariabilitetsmåttet ha vi begränsat oss till att räkna ut den på den första variabeln (delförsök I, 20 valreaktioner utan störningar) i försöket. Den blev i de tre grupperna (tabell 80):

Tabell 80

Reliabilitetskoefficienter, Intravariabilitet (σ)

Lövsta = .75 Sundbo = .75 C.V.-skolan = .36

Reliabilitetskoefficienterna äro av tillfredsställande storlek i de båda vanartsgrupperna men ej i C.V.-skolan, sannolikt beroende på låg spridning (σ) i variabeln ifråga. C.V.-skolans reliabilitet, beräknad på samma σ som Lövsta resp. Sundbo, under i övrigt lika omständigheter, blir (max.) .94 resp. .56. Detta under de förutsättningar, som tidigare nämnts, beträffande uppskattningen av reliabiliteten från en homogen till en heterogen population.

Reliabiliteten för försöket med experimentella konfliktsituationer blev (tabell 81):

Tabell 81

Reliabilitetskoefficienter, Experimentella konfliktsituationer

Hela försöket: Lövsta = .83 Sundbo = .82 C.V.-skolan = .62

Antages, att C.V.-skolans spridning varit lika stor som den i Lövsta resp. Sundbo, under i övrigt lika omständigheter, erhålles (max.) .81 resp. .86. Förutsättningarna härför äro de förut angivna.

Då försöksbetingelserna i samtliga deltest I—VI äro exakt desamma, frånsett krympningen av exponeringstiden, har reliabilitetskoefficienten uträknats för hela försöket. Hade C.V.-skolan haft lika stor variabilitet i försöket som t. ex. Sundbo, hade koefficienten blivit (under i övrigt lika omständigheter): (max.) .86. De erhållna koefficienterna kunna, ehuru icke speciellt höga, betecknas som någorlunda tillfredsställande.

För BPI föreligga åtskilliga reliabilitetsbestämningar i litteraturen. Då det icke finnes anledning förmoda, att reliabiliteten hos instrumentet skulle vara *väsentligt* lägre i våra grupper än i de samplingar,

som andra undersökare använt, då en reliabilitetsbestämning av variablerna i instrumentet är en mycket tidsödande procedur, och då vi dessutom kunna vänta, att instrumentet, med hänsyn till sin ringa differentierande förmåga mellan här använda grupper, kommer att äga låg validitet, ha vi avstått från att göra en reliabilitetsbestämning av BPI på det egna materialet. Efter standardisering av BPI bjöd Bernreuter instrumentet på nya grupper och meddelar följande reliabilitetskoefficienter, split-half (tabell 82):[1]

Tabell 82

Reliabilitetskoefficienter, B P I

		Men			Women		
Scale	Average	High school	College	Adult	High school	College	Adult
B1 N	.87	.88	.90	.89	.85	.84	.86
B2 S	.83	.78	.84	.83	.85	.84	.84
B3 I	.85	.87	.88	.91	.82	.83	.80
B4 D	.88	.87	.88	.88	.87	.89	.91

Utom de av Bernreuter själv konstruerade 4 skalorna ha de av Flanagan tillagda (V och VI) använts. Flanagan rapporterar reliabilitetskoefficienter på .86 och .78 för »selfconfidence» resp. »sociability».[2]

Under hänvisning till förut nämnda antagande kunna de meddelade koefficienterna anses approximativt giltiga.

Om MMPI däremot gäller det, att uppgifter om instrumentets reliabilitet[3] äro sparsamma, trots den synnerligen rikhaltiga litteratur om metoden, som vuxit fram de senaste åren. Hathaway & McKinley (1951 s. 6) mena, att »The chief criterion of excellence was the valid prediction of clinical cases against the neuropsychiatric staff diagnosis, rather than statistical measures of reliability and validity», men att icke desto mindre »statistical studies regarding reliability and validity are of serious concern». Reliabilitetskoefficienterna variera med den testade populationen, stor spridning höjer koefficienten och vice versa. Reliabiliteten i normalgrupper kan vara en annan än i institutionaliserade grupper. Dessa svårigheter till trots anser Hathaway &

[1] Tabellen hämtad från Ferguson (1952 s. 177), som återger Bernreuters egna värden.

[2] Flanagan (1935 s. 72). Koefficienterna beräknade med split-half.

[3] Retest-koefficienter meddelas dock i åtskilliga framställningar.

McKinley (1951), att de funna reliabilitetskoefficienterna äro tillfredsställande (Ibid. s. 6). Oftast har man undersökt reliabiliteten med test-retestmetoden.[4] Invändningar ha rests mot att undersöka reliabiliteten hos MMPI med halveringsmetoden.

»Some of these scales (in MMPI) demonstrate considerable inhomogenity, for they were not constructed with the intention of achieving internal consistency. Thus, although the test-retest method is more suitable for assessing reliability, the temporal changes in test-retest data, make it more desirable to refer to stability, rather than 'reliability'» (Rosen 1953 s. 217).

Så som vi här använt reliabilitetsbegreppet är split-half-teknik det tillämpliga. Med ovan anförda reservationer för skalornas bristande homogenitet ha vi utfört en sådan undersökning. Varje försök att komparera de satser, som ingå i resp. skala i två likvärdiga hälfter, och på så sätt erhålla helt parallella skalor, måste anses ha små utsikter att lyckas, försåvitt icke en grundlig itemanalys av hela instrumentet, applicerat på de aktuella grupperna, utföres. Då en sådan är synnerligen tidskrävande och innebär en självständig forskningsuppgift, ha vi valt en annan väg. Satserna i de olika skalorna i MMPI äro ordnade i grupper, alltifrån sådana, som avse att täcka faktorer rörande »allmänt hälsotillstånd», till faktorer rörande »maskulina-feminina» intressen. Varje skala täcker ett eller flera sådana områden, alltifrån A 1—55 till J 1—55. Vi ha därför halverat varje skala för sig på så sätt, att vartannat »item» hänförts till den ena halvan och vartannat till den andra och därefter korrelerat de båda halvorna. Efter korrektion med SB-formeln erhålles då följande reliabilitetskoefficienter för de uttagna skalorna (tabell 83):[5]

---

[4] Sådana test-retestkoefficienter meddelas hos Hathaway & McKinley (1951 s. 7). I en normalgrupp, undersökt av Hathaway & McKinley, varierade de mellan .57 (Hy) och .83 (Ma) och i en normalgrupp undersökt av Cottle mellan .46 (L) och .91 (Mf). I en grupp psykiatriska patienter variera de mellan .52 (Pd) och .93 (F). De flesta koefficienter i de nämnda undersökningarna ligga dock i området .70—.80. Rosen (1953) meddelar koefficienter mellan .55—.88 (efter några dagars intervall) för de kliniska skalorna. (D = .80, Pd = .88, Pa = .75, Pt = .88, Sc = .86 och Ma = .55).

[5] Michaelis & Tyler (1951) rapporterar nöjaktiga split-half-reliabiliteter för samtliga skalor, utom Pa och Ma. De ha halverat skalorna på sätt som ovan angivits. De funna reliabiliteterna blevo (i de av oss uttagna skalorna) följande (Table 1):

D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma
.76	.71	.21	.89	.84	.47

Utom för Mf (.61) blevo de övriga > .70. Reliabiliteten för validitetsskalorna har icke undersökts av Michaelis & Tyler.

Tabell 83

Reliabilitetskoefficienter, M M P I

		F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma
Lövsta	(N = 71)	.91	.39	.61	.28	.87	.93	.73
Sundbo	(N = 70)	.90	.57	.59	.67	.39	.92	.29
C.V.-skolan	(N = 73)	.88	.50	.68	.37	.82	.91	.64

Som framgår av tabellen äro koefficienterna av varierande storleksordning. De äro höga i skalorna F och Sc, måttligt höga i Pd och Pt (med undantag för Sundbo), låga i D, Pa och Ma).[6] Orsakerna till de låga reliabilitetskoefficienterna kunna vara flerfaldiga. En är nämnd, bristande homogenitet hos skalan, men då böra koefficienterna rimligtvis vara låga i samtliga undersökta populationer, försåvitt icke satserna uppfattas väsentligt olika i den ena populationen jämfört med den andra. Så kan möjligen vara fallet här, ehuru det inte är särskilt sannolikt. I Ma t. ex. har Sundbo låg reliabilitet, medan de två andra skolorna ha måttligt hög.

En annan orsak är spridningen (σ) i variabeln i resp. grupp. Är spridningen liten, blir korrelationen lägre och tvärtom. Om vi antaga, att spridningen i skala Pt i Sundbo t. ex. vore densamma som i Lövsta, under i övrigt lika omständigheter, skulle reliabiliteten (korrigerad med SB-formeln) uppgå till (max.) .53 i stället för .39 och i skala Ma till (max.) .57 i stället för .29. Skala Pa har i Lövsta-gruppen speciellt låg reliabilitetskoefficient (.28), vilket däremot icke synes bero på låg spridning, då såväl Sundbo som C.V.-skolan ha lägre spridning i variabeln ifråga. En tredje orsak till bristande reliabilitet har antagits vara instabilitet hos de undersökta själva. Detta skulle då gälla i högre grad för »abnorma» än för »normala».[7] Att söka avväga vilken eller vilka av dessa tre orsaker, som spelat in i det aktuella fallet, torde vara tämligen ogörligt. En komplicerad samverkan kan ha ägt rum. Direkt jämförbara äro reliabilitetskoefficienter från olika populationer endast om åtminstone de nämnda faktorerna konstanthållits. Homogenitetsgraden kan inte anses konstant bara genom att skalorna halverats på samma sätt för alla tre grupperna. Vissa »items» i den ena skalhalvan kunna

[6] Jfr Michaelis & Tyler! I det slutliga batteriet ingår icke Pt-skalan. D, Pa och Ma ingå med *låga* regressionsvikter vid vägningen.

[7] Hathaway & McKinley (1951 s. 6) göra ett sådant antagande: »When personality inventories are considered, the problem appears especially in the question of wether the group tested includes normals or hospitalized patients, or both. Presumably the personality patterns of normals should be more stable than the patterns of psychiatric patients.»

uppfattas annorlunda i den ena gruppen än i den andra och vice versa. Det sagda gäller givetvis icke i samma utsträckning, om vi ha att göra med representativa samplingar ur en normalpopulation istället för på visst sätt selegerade grupper. I vad gäller konstanthållandet av spridningen, kunde man givetvis utgå från normalgruppens (C.V.) σ-värden. Men då denna grupp är selegerad på visst sätt (ålder, skolutbildning och socialgrupp), ger resultatet ingen rättvis uppfattning om reliabiliteten hos MMPI i större och mer representativa populationer. Den tredje faktorn, »stabiliteten» hos de undersökta, är oåtkomlig för korrektions- och kontrollmöjligheter i efterhand (på annat sätt än genom att a priori antaga, att den ena gruppen är »mer stabil» än den andra, jfr not 7).

Vi få därför nöja oss med att konstatera, att vissa av variablerna uppnått hög reliabilitet, beräknad på föreslaget sätt, andra endast måttligt hög och flera låg reliabilitet. Lyckligtvis höra de variabler, som ha den största diskriminerande förmågan, snarare till den förra än till den senare kategorien. Som en följd av det sagda måste därför de reliabilitetskoefficienter, som erhållits, betraktas som minimikoefficienter. I mindre selegerade populationer hade de med stor sannolikhet blivit högre.

Återstår så att söka beräkna reliabiliteten hos det använda Ordassociationstestet. För kritiker av de projektiva metoderna överhuvudtaget har avsaknaden av reliabilitetsbestämningar hos dessa metoder utgjort ett huvudargument. För vissa metoder, t. ex. TAT, äro möjligheterna till vanliga reliabilitetsbestämningar i det närmaste obefintliga. Man jämför i stället graden av överensstämmelse mellan olika uttolkare, med hänsyn till hos fp funna personlighetsdrag, eller undersöker överensstämmelsen mellan »berättelserna» från samma fp i skilda sessioner (Freeman 1953 s. 422). Vid andra återigen, t. ex. Rorschach, har utom ovannämnda förfaringssätt såväl retestnings- som halveringsmetoden använts. Vid användning av den sistnämnda metoden rapporteras koefficienter av storleksordningen .60—.90 (Freeman 1953 s. 412).[8] Något försök att bestämma reliabiliteten på ett ordassociationtionstest ha vi ej kunnat finna i litteraturen. Rapaport har inte ens tangerat problemet. Och dock, så snart vi ha möjligheter att bestämma *frekvensen* av en viss reaktion, t. ex. populärsvar eller multireaktioner, bör i princip en reliabilitetsundersökning med bl. a. splithalf vara möjlig. Svårigheten är att göra båda halvorna parallella. Utan långt drivna specialundersökningar torde önskvärd grad av parallellitet knappast kunna uppnås. Låt oss se, hur en halvering av

[8] Tavlor med udda nummer korrelerades med sådana med jämna.

ordlistan på det konventionella sättet (i ord med udda och med jämna ordningsnummer) ställer sig.

Vid undersökning av graden av parallellitet mellan de på så sätt uppkomna halvorna kunna flera aspekter anläggas. En är rimligtvis den att taga reda på frekvensen av såsom »traumatiska» betecknade ord i de båda halvorna. Det visar sig då, att i den »udda halvan» (1, 3, 5 etc.) förekommer 11 och i den »jämna halvan» (2, 4, 6 etc.) 9 sådana ord, dvs ganska hög grad av parallellitet föreligger i fråga om frekvensen av »traumatiska» ord. Se vi på hur de »traumatiska» orden fördela sig i de båda halvorna, visar det sig emellertid, att i den »udda» halvan komma de i början (av de första 15 orden är hela 9 »traumatiska») och i den »jämna» halvan i slutet (endast 3 av de första 15 orden äro där »traumatiska»). Parallelliteten är således ej tillfredsställande i det senare avseendet. Den roll, som bl. a. nämnda förhållanden spelar för reliabilitetskoefficienternas storlek, är det svårt att yttra sig om. För att ändå få *något* grepp på reliabilitetsfrågan ha vi gjort en undersökning med split-half och då delat upp listan i ord med udda och jämna ordningsnummer. Då man ändå inte har säkrare hållpunkter för hur en idealisk uppdelning bör göras, ha vi använt den metod, som räknetekniskt vållar den minsta oredan. Vid bearbetningen ha kategorierna reaktionstid (1), +-rep. (2), pop.svar (3), multireaktioner (4), »close-reactions» (5) och »distant-reactions» (6) medtagits. Koefficienterna, korrigerade med SB-formeln, blevo följande (tabell 84):

Tabell 84

Reliabilitetskoefficienter, Ord-associationstestet

		R-tid.	+-rep.	pop. svar	multi-reakt.	»close»-reakt.	»distant»-reakt.
Lövsta	(N = 71)	.40	.45	.81	.93	.92	.52
Sundbo	(N = 70)	.45	.97	.81	.95	.43	.39
C.V.-skolan	(N = 67)	.39	.51	.54	.39	.51	.43

Tabell 84 visar, att för vissa av variablerna har god reliabilitet uppnåtts, för andra däremot icke. Höga koefficienter erhöllos för pop.svar och multi-reakt. i såväl Lövsta- som Sundbo-gruppen. Låga reliabilitetskoefficienter förekomma i normalgruppen, vilket väl framför allt sammanhänger med C.V.-skolans låga grad av spridning (σ) i dessa variabler. Med hänsyn till de osäkerhetsmoment, som rått vid uppdel-

ningen av variablerna i två parallella halvor[9], kan det sägas, att de höga koefficienterna antyda, att graden av parallellitet varit god, men att de låga *antingen* kunna innebära att så icke varit fallet *eller* att reliabiliteten verkligen är så låg. Vilketdera, som här inträffat, kan f. n. inte närmare avgöras. Vi ha nu valt ut 6 instrument: 1. Reaktionstider, 2. Intravariabilitet, 3. Experimentella konfliktsituationer, 4. BPI, 5. MMPI, 6. Ord-associationstestet. Endast dessa sex medtagas nu i fortsättningen.

2. Kombination av enskilda variabler till ett sammansatt poängtal

De nu uttagna instrumenten innehålla alla flera deltest eller variabler, som vid den hittillsvarande bearbetningen hållits isär. Så har t. ex. skett vid behandlingen av såväl reaktionstiderna och intravariabilitetsmåtten under olika försöksbetingelser (ljud- och ljusstörning etc.), som vid behandlingen av skalorna i MMPI. Rent a priori är det väl tydligt, att man i första fallet har att göra med ett homogenare[1] instrument och ev. kan överväga en enkel hopsummering av delförsökens värden, under det att de olika skalorna i det senare fallet (MMPI) på samma grunder icke gärna kunna tänkas behandlade på motsvarande sätt. De sex nu uttagna instrumenten omfatta sammanlagt 43 enskilda variabler, av vilka en del dock måste tänkas vara högt interkorrelerade. För att med rimlig arbetsinsats och med krav på viss överskådlighet kunna arbeta vidare enligt de uppdragna riktlinjerna måste antalet variabler högst väsentligt reduceras. Konstruktionen av ett sammansatt poängtal (»composite score», Thorndike 1949 s. 280), som också tager hänsyn till variablernas olika grad av

[9] Ett sätt att få ökad kontroll på reliabilitetsfrågan hade möjligen kunnat vara att parallellt med den föreslagna uppdelningen i »items» med udda och jämna nummer göra en *annan* uppdelning t. ex. denna:

I	II
1	2
4	3
5	6
8	7

eller ev. någon annan typ av uppdelning, och så jämföra utfallet enl. dessa båda. En sådan undersökning får ev. tagas upp i mer speciella sammanhang.

[1] Itemanalys och beräkning av variablernas (deltestens eller delförsökens) interkorrelationer ger upplysningar om homogenitetsgraden. Vi återkomma till detta.

differentierande förmåga mellan utvalda grupper, är ett naturligt led i denna strävan.

Låt oss ställa upp några alternativ, som därvid kunna komma ifråga:

a) Lineär transformation till »σ-scores» eller »z-scores» med normalgruppens spridningsmått som utgångspunkt.

Nackdelarna med att negativa tal och decimalvärden erhållas, kunna lätt övervinnas genom att t. ex. sätta medelvärdet till 100 och σ till 20. Ett z-värde på — 1 blir då uttryckt som (100—20 =) 80 och ett på + 1,5 som 130. Så har t. ex. skett i AGCT (Anastasi 1954 s. 81), eller med t. ex. M = 10 och σ = 3, vilket använts för deltesten i Wechsler—Bellevue-skalan (Garrett 1953 s. 306). Transformationen förändrar icke fördelningsformen — snedkurvor bli fortfarande sneda osv. Standardpoäng av detta slag, från olika test, äro sinsemellan jämförbara, förutsatt att fördelningarna ha samma form. Då så ej är förhållandet här, en del av våra fördelningar äro sneda (t. ex. fördelningarna av reaktionstider), en del närmast normalfördelade, är förfarandet ej lämpligt i vårt fall.

b) Non-lineär transformation, t. ex. till normaliserade T-poäng (Mc Calls) med M = 50 och σ = 10, eller till »stanines» med M = 5 och σ = 2, tillåta jämförelser mellan poängtal från fördelningar av olika form och ha också den fördelen, att den matematiska behandlingen av poängtalen underlättas.[2] T-poäng från olika test ha samma innebörd, eftersom de referera till en standardskala med 100 enheter, som har normalfördelningens kurva till utgångspunkt. Poängen kunna behandlas aritmetiskt. Summan eller medelvärdet av en individs T-poäng i olika variabler anger den genomsnittliga positionen i hela instrumentet, i relation till referensgruppen, när ingen av variablerna givits någon preferens på grund av t. ex. dess större differentierande förmåga, med hänsyn till något uppställt kriterium. T-skalningstekniken kan dock sägas tvinga fram en normalisering av kurvan som är otillrådlig, försåvitt det icke kan antagas, att variabeln ifråga är normalfördelad i totalpopulationen, ett antagande, som beträffande de flesta psykiska egenskaper är legitimt och ofta det enda praktiskt möjliga (Garrett 1953 s. 312).

c) Gränssättningsmetodik (»Cut off method», t. ex. Thorndike 1949 s. 195) med skärningslinjen lagd så, att varje tests största möjliga differentierande förmåga utnyttjas. Vi vilja då föreslå, att det sker på följande sätt: den ideala skärningen sökes med hjälp av » χ^2-test of independence in contingency tables» (Garrett 1953 s. 262). Om vi lägga två fördelningar på var

[2] Variablernas olika grad av differentierande förmåga kan sedan maximalt utnyttjas genom ett viktsättningssystem, erhållet genom multipel korrelationsanalys och uppställandet av multipla regressionsekvationer. Se den följ. framställningen!

Non-lineär transformation av råvärden till percentilvärden har överhuvudtaget icke övervägts, på grund av de avsevärda olägenheter, som därvid uppstå vid den statistiska bearbetningen av sådana värden. Percentilvärdenas bristande ekvidistans, t. ex. den avsevärda krympningen av differenser i råvärden nära fördelningens ytterkanter, tala också mot användningen av percentilvärden. Endast för rektangulära fördelningar gäller, att percentildifferenserna äro likstora genom hela skalan. Några sådana fördelningar ha vi icke erhållit här.

sin sida om en baslinje, kunna vi uppställa fyrfältstabeller för varje tänkbart snitt. Det snitt, som ger högsta χ^2-värdet, ger också lägsta grad av »oberoende», dvs åtskiljer grupperna bäst. Individens status i variabeln ifråga kan sedan betecknas med vikttalen 0 eller 1, med hänsyn till på vilken sida om skärningslinjen råvärdet faller. Vid ett förfarande som detta har man emellertid maximalt tillgodoräknat sig slumpdifferenserna, varför en korsvalidering är absolut nödvändig.[3]

d) Gränssättningsmetodik med skärningslinjen lagd på *samma* sätt i alla fördelningarna, t. ex. genom normalgruppens medelvärde, medianvärde, visst kvartilvärde, decilvärde etc. Kan det på vissa grunder[4] göras troligt, att ett angivet procenttal individer i normalgruppen, säg 2 %, 5 %, 10 % el. 15 %, böra uppvisa avvikelser av sådan art, som konstaterats i Lövstagruppen, så bör gränsen genomgående kunna sättas så, att 98, 95, 90 el. 85 % av normalgruppen går fri från belastning med »avvikelse-poäng». Genom att på detta sätt skära samtliga fördelningar i enlighet med samma genomgående princip har man i mindre utsträckning än i föregående metod tillgodoräknat sig slumpdifferenserna, men samtidigt ej heller utnyttjat variablernas differentierande förmåga i full utsträckning.

De fyra metoderna ha alla sina för- och nackdelar. Den första (a) är beräkningstekniskt enkel men förkastades bl. a. på grund av de erhållna sneda fördelningarna i vissa variabler. Den andra (b) fordrar mer räknearbete vid omvandlingen av rå-poängen till T-poäng, men har sina givna fördelar i det att den tillåter aritmetisk behandling av T-poängen. Den tredje (c) ger upphov till rätt omfattande kalkyler, innan de ideala skärningslinjerna framkommit, men kan också sägas utnyttja variablernas differentierande förmåga maximalt. Den fjärde metoden (d) är snabb och bekväm att använda men utnyttjar i mindre utsträckning variablernas differentierande förmåga. Om samtliga gäller, att de fordra en efterprövning på nya grupper. Kravet på korsvalidering kan anses i ännu högre grad nödvändigt beträffande (b) än de övriga alternativen.

Av de diskuterade metoderna synas (b) och (c) erbjuda de flesta fördelarna, ehuru de beräkningstekniskt äro ganska tidsödande. Vi vilja nu behandla materialet enligt dessa båda metoder och jämföra de så erhållna resultaten. Genom att instrumenten efterprövats på nya grupper (uttagna år 1956), kan även deras grad av förmåga att differentiera på samma sätt i nya populationer, men med behållande av den ursprungliga viktsättningen, kontrolleras. *Låt oss kalla den förstnämnda metoden (b) för A och den sistnämnda (c) för B och så övergå till att behandla materialet enligt dessa två alternativ.*

[3] Den föreslagna metoden kommer bl. a. att användas på det aktuella materialet.

[4] Ev. genom någon undersökning av t. ex. »psykopatifrekvensen» inom ett visst tvärsnitt av befolkningen. Se t. ex. Ekblad (1948 s. 73), som angivit, att i den manliga befolkningen i landet incidensen »psykopati» beräknas uppgå till approximativt 15 %.

A. MULTIPEL KORRELATIONSANALYS OCH BESTÄMNING AV VIKTKOEFFICIENTER MEDELST MULTIPLA REGRESSIONS-EKVATIONER (METOD A)

Vi omvandla råvärdena till normaliserade T-poäng. Man har nu möjligheter att jämföra en individs resultat i olika instrument eller variabler, T-poängen kunna adderas, och medelvärdet av en rad T-poäng kan beräknas. Olika instrument och variabler kunna jämföras med hänsyn till sin differentierande förmåga grupperna emellan, då T-poängskalorna äro uppbyggda med referensgruppens resultat som utgångspunkt. Vid val av referensgrupp kan man antingen använda sig av normalgruppen (C.V.-skolan) eller låta hela materialet, dvs. alla tre grupperna, utgöra underlag för konstruktion av T-poängskalorna. Vi ha valt det senare sättet. Det innebär vissa räknetekniska fördelar. Samtliga förekommande råvärden representeras då av motsvarande T-poäng, och interpolation kan undvikas vid överförande av råvärden till T-poäng. Vidare har då T-skalans variationsvidd utnyttjats, åtminstone från 25 till 75 T-poäng. T-skalor konstrueras nu på vanligt sätt (se t. ex. Garrett 1953, s. 309). *Skalorna ha orienterats så, att höga T-poäng i samtliga fall innebära avvikelse åt abnormgruppens (dvs. Lövsta-gruppens) håll*[5] (bl. a. därför att ett av huvudinstrumenten, MMPI, konstruerats så, att höga T-poäng[6] innebära avvikelse åt abnormhållet).

Medelvärdet för samtliga tre grupper kommer nu att ligga på 50 T-poäng med $\sigma = 10$ i varje uttagen variabel.

De uttagna instrumentens genomsnittliga T-poäng för de tre grupperna visas i figur 11, där instrumenten (och variablerna) äro sinsemellan fullt jämförbara. Testens differentierande förmåga framgår av kolumndiagrammet. Vissa variabler uppvisa nära sammanfallande medelvärden för Sundbo och CV-skolan, andra återigen visa nära överensstämmelse mellan de båda vanartsgrupperna.

T-poängen kunna nu adderas, eller man kan taga medel-T-poängen för ett helt instrument som uttryck för en viss individs genomsnittliga resultat i förhållande till referenspopulationen. Då nu variablerna differentiera olika starkt mellan yttergrupperna (C.V.-skolan och Lövsta

[5] Med undantag av AGT, där urspr. T-skalan behållits och höga T-poäng innebära hög intellektuell prestation.

[6] Oegentligt kallade T-score. De äro lineärt transformerade rå-score, som erhållits enl. formeln:

$$T = 50 + \frac{10\ (Xi - \bar{X})}{s}$$

där Xi är »raw-score» och $\bar{X}$ och s medelvärde och spridning (σ) av råvärden i normalgruppen (se Hathaway & McKinley 1951, s. 12).

Fig 11

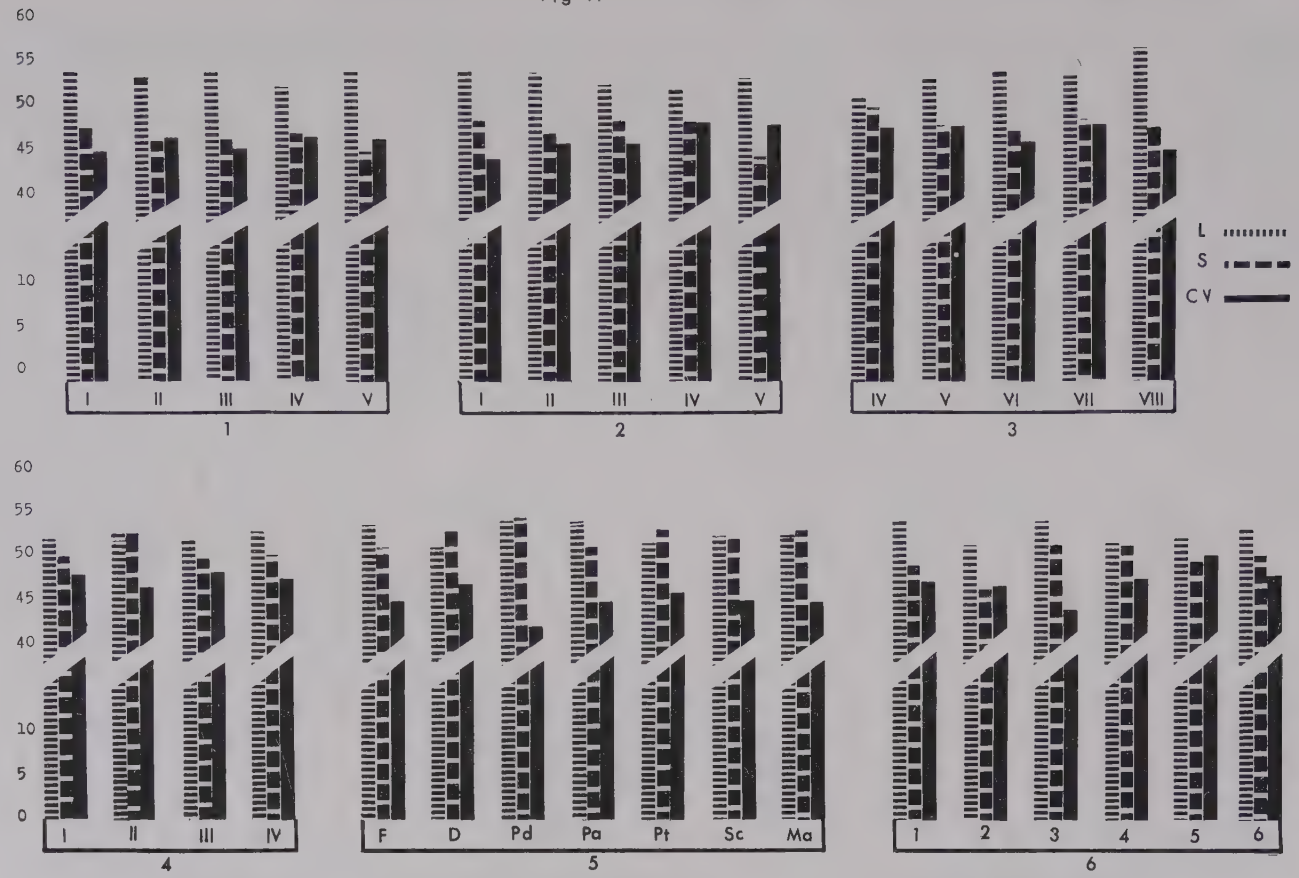


Fig. 11. Medelvärden av T-poäng i de uttagna instrumenten (1—6), Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

yrkesskola), kommer detta ej fram vid en sådan beräkning av den genomsnittliga T-poängen. För att maximalt utnyttja den differentierande förmågan företaga vi nu en multipel korrelationsanalys och uppställa multipla regressionsekvationer för att kunna väga samman testen med vikttal, avpassade efter variablernas interkorrelationer och differentierande förmåga, uttryckt i korrelationskoefficienten mellan variabeln och uppställt kriterium.

Samtliga råvärden äro nu satta i T-poäng (M = 50 och σ = 10), med alla tre grupperna 15—20-åringar som referenspopulation. Genom denna non-lineära transformation till T-poäng äro nu alla variabler approximativt normalfördelade. Genom inspektion av korrelationstavlorna har det konstaterats, att sambanden äro approximativt lineära. Korrelationerna kunna därför lämpligast uttryckas med produktmomentkoefficienten r. Den har i samtliga fall räknats enl. en formel för ogrupperade data (Garrett 1953, s. 142, formel 26). Den multipla korrelationsanalysen ger upplysning om instrumentets bidrag till variansen i kriteriet, och likaså om varje enskild variabels proportionella bidrag till den varians, som hela instrumentet täcker.

1. *Reaktionstider.* Vi presentera först interkorrelationerna mellan variablerna (individuella medelreaktionstider) i det först uttagna instrumentet, Reaktionstider. Siffrorna I, II etc. betyda variablerna med samma beteckning, I utan störningar, II med ljusstörning, III med ljudstörning etc. Kolumnen MT betecknar medel-T-poängen, dvs. med viktkoefficienten 1 adderade T-poäng, dividerade med antalet ingående variabler. De utgöra således ett uttryck för varje variabels korrelation med instrumentet i sin helhet. Interkorrelationerna återfinnas i följande tabeller, dels med grupperna var för sig, dels uträknade på hela materialet (tabell 85—88).[6a]

De enskilda T-poängen i de fem variablerna (deltesten) kunna kombineras på olika sätt. Ett är nämnt, sammanslagning av ovägda

[6a] Då en av grupperna i detta experiment är mindre (Sundbo N = 47) än de två andra, ger tabellen över interkorrelationerna i hela materialet endast en ungefärlig uppfattning av förhållanden, som skulle ha uppstått, därest likstora grupper sammanslagits (se tabell 88).

Den genomsnittliga interkorrelationskoefficienten (Mr) har beräknats med hjälp av Fishers z-funktion (se t. ex. Garrett 1953, s. 198) och likaså variablernas genomsnittliga korrelation med hela instrumentet Mr (MT). Mr är otvivelaktigt lägre i Sundbogruppen. Detta synes framförallt sammanhänga med det första deltestets (I) låga korrelationer med de övriga. Orsaken kan ev. vara, att gruppen är mindre än de övriga, och att extremvärden inte haft samma chans att komma med, men andra förhållanden ha troligen också spelat in. Mr (MT) är emellertid av samma storleksordning i alla tre grupperna, .77, .70 och .76 resp. och innebär, att instrumentet i sin helhet har hög grad av homogenitet.

Tabell 85

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M), Lövsta (N = 68)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.73	.79	.70	.58	.84
II		—	.63	.59	.48	.76
III			—	.82	.45	.82
IV				—	.43	.74
V					—	.65
						—
Mr = .64					Mr (MT) = .77	

Tabell 86

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M), Sundbo (N = 47)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.16	.19	.17	.23	.23
II		—	.40	.53	.46	.79
III			—	.54	.54	.76
IV				—	.31	.76
V					—	.78
						—
Mr = .36					Mr (MT) = .70	

Tabell 87

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M), C.V.-skolan (N = 68)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.67	.69	.53	.21	.86
II		—	.55	.36	.11	.76
III			—	.47	.09	.79
IV				—	.26	.79
V					—	.43
						—
Mr = .71					Mr (MT) = .76	

Tabell 88

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar (M), Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan (N = 183)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.61	.63	.64	.87	.78
II		—	.60	.55	.45	.79
III			—	.66	.45	.81
IV				—	.41	.76
V					—	.67
						—

T-poäng (vikttalet 1 för samtliga). För att få fram varje tests bästa möjliga prediktiva förmåga ha vi valt att fastställa regressionsvikter på basis av multipla regressionsekvationer. Korrelationer med den beroende variabeln, kriteriet (C), erhålla vi genom att beräkna den biseriala korrelationen mellan T-poängen och grupptillhörigheten (i detta fall endera av yttergrupperna Lövsta, C.V.-skolan[7] — »contrasted group criterion», se t. ex. Anastasi 1954). Användningen av den biseriala korrelationskoefficienten mellan T-poäng och grupptillhörighet förutsätter antagandet, att dichotomien kan återföras på en bakomliggande kontinuerlig och normalfördelad variabel, t. ex. »social

[7] Då det visat sig, att Sundbo-gruppens testresultat i det alldeles övervägande antalet fall ligga mellan de båda andra gruppernas, antingen signifikant åtskilda från den ena eller andra gruppens resultat, eller insignifikant åt båda hållen, anse vi förfarandet ifråga lämpligast.

adjustment» (Garrett 1953 s. 356) eller »häntheten» (Trankell 1950 s. 92). Vi anse, att den bakomliggande variabeln, i detta fall graden av personlighetsavvikelse, får tänkas vara av den beskaffenheten, att man, i likhet med vad som skett i de återgivna exemplen, bör använda den biseriala korrelationskoefficienten som det i vårt fall användbaraste uttrycket för samvariationen med kriteriet.[8] Interkorrelationerna, medel-T-poängen och de biseriala korrelationskoefficienterna (i kolumn C) återfinnas i tabellen (89).[9]

Tabell 89

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 136)

r	I	II	III	IV	V	MT	C
I	—	.78	.78	.67	.54	.87	.53
II		—	.64	.55	.43	.78	.44
III			—	.69	.42	.81	.54
IV				—	.43	.76	.37
V					—	.65	.53
MT						—	.57

Som framgår av tabell (89), blir den biseriala korrelationen mellan medeltalet T-poäng (med vikttalet 1) och kriteriet (C) = .57. Detta är det uttryck för hela instrumentets korrelation med (C), som erhålles, om något vägningsförfarande icke företages.[1] För att uppnå maximal prediktiv förmåga för de nu uttagna testen, företaga vi en vägning med hjälp av multipla regressionsekvationer.

Genom att samtliga deltest nu äro satta i T-poäng, ha vi också korrigerat för tidigare olikheter ifråga om måttsenheter och spridningar,

[8] En användning av »point biserial» koefficient bygger på antagandet, att det beteende, som klassificerats i två kategorier, är verkligt diskret och icke kan tänkas variera längs en graderad skala eller längs ett kontinuum.

[9] Vid beräkning av interkorrelationerna för de multipla korrelationsanalyserna ha båda grupperna fått ingå med lika vikttal. De korrelerade poängtalen utgöras av standardpoäng (T-poäng), och grupperna äro av samma storleksordning. För samtliga tre grupper har varje variabel medelvärdet 50 och spridningen 10. De avvikelser från dessa värden, som förekomma i den sammansatta populationen Lövsta + C.V.-skolan, äro icke större än att förfarandet kan anses approximativt giltigt (se Stouffer et al. 1950 s. 497). Interkorrelationerna i de sammansatta populationerna ha uträknats på dessa direkt och icke t. ex. via Fishers z-funktion.

[1] Validitetsbestämning fordrar hänsynstagande till såväl reliabiliteterna som till resultatet av en korsvalidering.

varför regressionsekvationen kan skrivas i »standard score» form (se t. ex. McNemar 1955, s. 178, eller Thorndike 1949, s. 186):

$$\tilde{y} = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k$$

där vänstra membrum betecknar kriteriet uttryckt i standardpoängenheter och i högra membrum, x_1 x_2 ..., x_k, beteckna poäng i variablerna (deltesten), uttryckta i samma enhet, och β_1, β_2 ..., β_k den konstant el. det vikttal, som skall multipliceras med respektive poängtal för att nå bästa möjliga prediktiva förmåga med avseende på kriteriet (C). Maximal prediktion erhålles med minsta kvadratmetoden. Den fordran skall uppfyllas, att summan av kvadrerade avvikelser av prediktiva poäng från aktuella poäng skall vara ett minimum.

$$\Sigma(y - \tilde{y})^2 = \text{ett minimum}$$

Fordran uppfylles, om bl. a. följande ekvationssystem satisfieras:

$$\begin{aligned}
\beta_1 + \beta_2\ r_{12} + \beta_3\ r_{13} + \beta_4\ r_{14} &= r_{1y} \\
\beta_1\ r_{12} + \beta_2 + \beta_3\ r_{23} + \beta_4\ r_{24} &= r_{2y} \\
\beta_1\ r_{13} + \beta_2\ r_{23} + \beta_3 + \beta_4\ r_{34} &= r_{3y} \\
\beta_1\ r_{14} + \beta_2\ r_{24} + \beta_3\ r_{34} + \beta_4 &= r_{4y}
\end{aligned}$$

(Mc Nemar 1955, s. 179 el. Thorndike 1949 s. 335). Systemet gäller ett fyrvariabelsproblem men kan utbyggas efter samma princip för flera variabler. β_1, β_2 ... β_3 beteckna de olika viktkoefficienterna, r_{12}, r_{13} etc. variablernas interkorrelationer, och r_{1y}, r_{2y} etc. variablernas korrelation med kriteriet.

Vi ha nu ett ekvationssystem med lika många ekvationer, som vi ha obekanta, där de obekanta utgöras av β-värden och de bekanta av de erhållna interkorrelationerna och korrelationen med kriteriet (C). För den numeriska lösningen av ekvationssystemen har Doolittles metod (se t. ex. McNemar 1955 s. 181—186) använts, och interkorrelationskoefficienterna och korrelationerna med kriteriet ha ordnats på det härför lämpade sättet.

Följande viktkoefficienter erhållas:[2]

variabel	I	.116 074
	II	.019 966
	III	.378 581
	IV	—.134 092
	V	.357 225

[2] Vid den numeriska lösningen av ekvationssystemen har den regeln följts, att ungefär lika många decimaler medtagits som det finns variabler (se t. ex. Garrett 1953 s. 419) i problemet. Här ha uträkningarna skett med 6 decimaler. Den nega-

Om ekvationssystemet prövas, genom insättning av de funna viktkoefficienterna på de obekantas plats, erhålles i den första ekvationen: (.116 074) (1.000 000) + (.019 966) (.780 000) + (.378 581) (.780 000) + (—.134 092) (.670 000) + (.357 225) (.540 000) — .530 000 = 0;

$$+ .619\ 842 - .619\ 842 = \pm .000\ 000$$

och på samma sätt i de följande ekvationerna. De restvärden, som därvid erhållas, bli:

—.007 348
—.000 591
—.000 513
—.000 166

Bortsett från de obetydliga avvikelserna, satisfieras ekvationerna genom de insatta värdena, vilket synes visa, att kalkylerna äro rätt utförda. Den multipla korrelationen (R) mellan kriteriet (C) och de vägda deltesten kan nu erhållas formelvägen (se t. ex. Thorndike 1949, s. 188, formel 6):

R blir då: = .64 [.64 38]

R är här signifikant på 1 %-nivån. Emedan R alltid är positiv, äro slumpfelen cumulativa och kunna bli stora, om samplingen är liten och antalet variabler stort. För att korrigera R för slumpfelen, har R »krympts» enligt formeln för »shrinkage» (se t. ex. Garrett 1953 s. 418), där $\bar{R}$ är »shrunken» R.

$$\bar{R} = .63\ [.6297]^3$$

Då R = .64 och $R^2 = .41$ innebär detta, att 41 % av variansen i kriteriet kan sägas bero på den samlade verkan av variablerna I—V. Resterande 59 % kan tillskrivas faktorer, som icke mätas med detta instrument. Ur uttrycket $R^2 = \beta_1 r_{1y} + \beta_2 r_{2y} + \ldots + \beta_n r_{ny}$ erhålles de olika variablernas proportionella bidrag till totala variansen. Variabel I ger 6 %, II 1 %, III 20 %, IV — 5 % och V 19 %, s:a 41 %. Variabel III, valreaktioner med ljusstörningar, och V, enkla reaktioner, bidraga

tiva koefficienten i IV kan förklaras med att interkorrelationerna mellan IV och de övriga variablerna äro jämförelsevis höga, under det att korrelationen med kriteriet (.37) är jämförelsevis låg (Guilford 1954 s. 404). Man kunde ha övervägt att utesluta IV vid vägningen. Variabel III (med ljusstörning) ger som synes den högsta koefficienten.

[3] Att formlerna för »shrinkage» ej helt reducera slumpfelens inverkan har påpekats av bl. a. Guilford (1954 s. 405): »The problem of shrinkage is also important. The multiple-regression procedures, in maximizing multiple correlation, take advantage of any correlated errors or specific variations, giving an overoptimistic picture of predictive value ... The best indication of shrinkage is actually to use the results from a new sample. This means cross validation ...» Vi ha företagit en sådan korsvalidering, för vilket det redogöres i ett senare avsnitt.

sålunda mest till den totala variansen. Vi multiplicera nu varje variabels T-poäng med resp. regressionsvikt. Den biseriala korrelationen mellan summan av de vägda T-poängen och kriteriet blir då:[4]

$$R_{bis} = .64 \ [.6391]$$

Denna empiriskt funna korrelationskoefficient jämföres nu med den, enligt formeln för den multipla korrelationskoefficienten R = .64 (.6438), teoretiskt beräknade. Överensstämmelsen är i det närmaste perfekt.[5] Testas signifikansen av R = .64 mot noll-hypotesen, blir R signifikant på 1 %-nivån. Som framgår av tabell 89 blir den biseriala korrelationen mellan medeltalet ovägda T-poäng och kriteriet .57. Vägningen har sålunda inneburit en höjning till .64. Det så erhållna sammansatta poängtalet ger således högre korrelation med kriteriet, än vad MT gör (bortsett från slumpfaktorernas inverkan, vilket granskas i avsnittet om korsvalideringen).

2. *Intravariabilitet (σ)* i (1). Interkorrelationerna mellan poängtalen, som uttrycka den individuella intravariabiliteten i reaktionstid, framgå av tabellerna 90—93.

Den genomsnittliga interkorrelationskoefficienten (M_r), beräknad med Fishers z-funktion, blir i Lövsta-gruppen .32, signifikant på

Tabell 90

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet (σ)
Lövsta (N = 68)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.42	.41	.37	.22	.72
II		—	.41	.42	.09	.70
III			—	.48	.18	.74
IV				—	.07	.72
V					—	.47
						—

Mr = .32 Mr (MT) = .68

Tabell 91

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet (σ)
Sundbo (N = 47)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.39	.02	.36	—.11	.57
II		—	.19	.39	—.23	.63
III			—	.38	—.12	.60
IV				—	—.36	.68
V					—	.11
						—

Mr = .05 Mr (MT) = .54

[4] Vi teckna den biseriala korrelationskoefficienten mellan Σ vägda T-poäng och C, R_{bis} för att ange, att det är fråga om hela instrumentet och ej en enstaka variabel, då denna korrelation tecknats r_{bis}.

[5] Vilket i och för sig endast innebär, att de numeriska kalkylerna äro riktiga, och att formeln för R tillåter en teoretisk bestämning av den multipla korrelationskoefficienten, som mycket nära ansluter sig till den, som erhålles ur materialet, när resp. regressionsvikter insättas.

Tabell 92

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet (σ)
C.V.-skolan
(N = 68)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.08	.27	.14	—.02	.55
II		—	.17	—.06	—.06	.47
III			—	.23	.02	.67
IV				—	.11	.45
V					—	.40
						—

Mr = .08 Mr (MT) = .51

Tabell 93

Interkorrelationer, Reaktionstidsbestämningar, intravariabilitet (σ)
Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan
(N = 183)

r	I	II	III	IV	V	MT
I	—	.40	.37	.36	.16	.71
II		—	.35	.33	.07	.67
III			—	.42	.12	.71
IV				—	.03	.67
V					—	.44
						—

1 %-nivån och i Sundbo- och Verkstadsskolegruppen .05 resp. .08. Koefficienterna äro av samma storleksordning i Sundbo- och C.V.-grupperna, i Lövsta däremot är den väsentligt högre, dvs. prestationsojämnhet (intravariabilitet) i ett deltest har visst samband med sådan ojämnhet även i andra deltest. Korrelationerna mellan deltest V (enkla reaktioner) och de övriga (valreaktioner) äro som synes genomgående lägre än mellan valreaktionsförsöken inbördes.

Med utgångspunkt från tabell 94 uppställas nu multipla regressionsekvationer, och de obekanta (regressionsvikterna) lösas på samma sätt som tidigare med Doolittles metod.

Tabell 94

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 136)

r	I	II	III	IV	V	MT	C
I	—	.41	.45	.36	.24	.74	.60
II		—	.39	.30	.14	.68	.49
III			—	.43	.20	.74	.40
IV				—	.16	.68	.31
V					—	.51	.38
MT							.61

Regressionsvikterna bli:

I	.401 262
II	.262 405
III	.060 854
IV	.023 874
V	.229 931[6]

Ekvationerna satisfieras genom de funna regressionsvikterna. Multipla korrelationskoefficienten blir då:

$$R = .70 \ [.6989] \text{ och}$$
$$\overline{R} = .69 \ [.6875] \text{ och}$$

biseriala korrelationen mellan vägda T-poäng och kriteriet:

$$R_{bis} = .67 \ [6711]$$

$R^2 = .49$ och således kan 49 % av variansen i kriteriet tillskrivas den samlade verkan av variablerna I—V, då den individuella intravariabiliteten i reaktionstid (σ) utgjort observationsenheten. Överensstämmelsen mellan R och R_{bis} är icke lika god som i förra fallet (reaktionstiderna), men skillnaden (.0278) är ganska obetydlig. R är här signifikant på < 1 %-nivån.

3. *Experimentella konfliktsituationer.* I försöket med experimentella konfliktsituationer erhöllos inga signifikanta skillnader mellan Lövsta och C.V.-skolan i de tre första delförsöken med de längre exponeringstiderna (I, II och III med exp. tiderna 2,0, 1,8 och 1,6 sek. resp.), men väl ifråga om de återstående tre IV, V och VI (med exp. tiderna 1,4, 1,2 och 1,0 sek.). Likaså voro grupperna signifikant åtskilda ifråga om frekvensen 0-reaktioner, dels mot »diagonaler», dels mot övriga figurer. Vi ha här medtagit dessa båda reaktionssätt. De ingå som variabel VIII resp. VII i tabellerna över interkorrelationerna (tabell 95—98).

Den genomsnittliga interkorrelationen (Mr) mellan deltesten (beräknad med z-funktionen) blev i Lövsta-gruppen .41, i Sundbo-gruppen .37 och i C.V.-gruppen .26, och den genomsnittliga korrelationen mellan deltesten och medeltalet ovägda T-poäng, beräknad på samma sätt, Mr (MT) .71, .70 och .62 för resp. Lövsta, Sundbo och C.V.-skolan.

[6] Ekvationerna prövas genom att koefficienterna insättas, varvid följande restvärden erhållas:

+ .000 010
+ .000 007
+ .000 012
+ .000 006
— .001 038

Tabell 95

Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer Lövsta (N = 70)

r	IV	V	VI	VII	VIII	MT
IV	—	.49	.22	.41	.39	.65
V		—	.28	.48	.60	.76
VI			—	.43	.38	.63
VII				—	.38	.75
VIII					—	.72
						—

Mr = .41 Mr (MT) = .71

Tabell 96

Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer Sundbo (N = 49)

r	IV	V	VI	VII	VIII	MT
IV	—	.42	.38	.33	.28	.71
V		—	.38	.20	.33	.69
VI			—	.55	.48	.81
VII				—	.28	.58
VIII					—	.67
						—

Mr = .37 Mr (MT) = .70

Tabell 97

Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer C.V.-skolan (N = 73)

r	IV	V	VI	VII	VIII	MT
IV	—	.46	.17	.07	.21	.67
V		—	.07	.21	.24	.68
VI			—	.27	.27	.61
VII				—	.51	.50
VIII					—	.62
						—

Mr = .26 Mr (MT) = .62

Tabell 98

Interkorrelationer, Experimentella konfliktsituationer Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan (N = 192)

r	IV	V	VI	VII	VIII	MT
IV	—	.48	.29	.35	.35	.66
V		—	.32	.43	.50	.74
VI			—	.49	.51	.73
VII				—	.51	.72
VIII					—	.77
						—

För att utföra en vägning av deltesten, på samma sätt som tidigare, sammanslås Lövsta och C.V.-skolan, och den biseriala korrelationen mellan deltesten och kriteriet beräknas (tabell 99).

Av tabellen framgår, att den biseriala korrelationen mellan medeltalet ovägda T-poäng och kriteriet blir .67. Om man räknar ut en totalpoäng för hela testet på sätt, som tidigare angivits (och utan att gå via T-poäng), med pluspoäng för rätta svar och minuspoäng för »avståenden» blir r_{bis} = .62. Redan användningen av T-poängen ger alltså något högre korrelation med kriteriet. Vi uppställa nu som tidigare ett ekvationssystem och lösa detta med Doolittle's metod.

Tabell 99

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 143)

r	IV	V	VI	VII	VIII	MT	C
IV	—	.51	.27	.37	.38	.66	.28
V		—	.29	.46	.53	.75	.38
VI			—	.48	.50	.70	.53
VII				—	.53	.74	.49
VIII					—	.78	.80
MT						—	.67

Regressionsvikterna bli:

IV	—.031 085
V	—.070 577
VI	.159 197
VII	.069 050
VIII	.733 019[7]

Ekvationerna satisfieras genom de insatta vikttalen.

$R = .82$ [.8180] och
$\bar{R} = .79$ [.7918]

Den biseriala korrelationen mellan Σ vägda T-poäng och kriteriet blir:

$$R_{bis} = .80 \ [.7977]$$

R är signifikant på 1 %-nivån. $R^2 = .67$, och 67 % av variansen i kriteriet kan således sägas bero på den samlade verkan av variablerna IV—VIII i detta experiment. (Överensstämmelsen mellan R och R_{bis} är även här god, diff. .0203. 59 % av variansen beror på verkan av variabel VIII och resterande 8 % på inverkan av de övriga, från experimentet medtagna, variablerna.

4. *BPI.* Bernreuters Personality Inventory gav signifikanta skillnader mellan Lövsta och C.V.-skolan i variablerna I (Neurotiska tendenser, $P < .05$), III (Introversion-extroversion, $P < .01$), V (Själv-

[7] Vid prövning av ekvationerna erhållas följ. restvärden:

+ .000 000
± .000 000
— .000 009
— .000 001
— .000 003

förtroende, $P < .02$) och VI (Socialitet, $P < .01$). Följande interkorrelationer erhöllos (tabell 100—103):

Tabell 100

Interkorrelationer B P I, Lövsta (N = 66)

r	I	III	V	VI	MT
I	—	.96	.93	.39	.97
III		—	.91	.41	.97
V			—	.16	.98
VI				—	.58
					—

Mr = .77 Mr (MT) = .95

Tabell 101

Interkorrelationer B P I, Sundbo (N = 96)

r	I	III	V	VI	MT
I	—	.52	.91	.10	.86
III		—	.50	.35	.81
V			—	—.01	.81
VI				—	.47
					—

Mr = .48 Mr (MT) = .77

Tabell 102

Interkorrelationer B P I, C.V.-skolan (N = 66)

r	I	III	V	VI	MT
I	—	.88	.83	.45	.91
III		—	.37	.07	.93
V			—	—.15	.84
VI				—	.10
					—

Mr = .69 Mr (MT) = .81

Tabell 103

Interkorrelationer B P I, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan (N = 228)

r	I	III	V	VI	MT
I	—	.75	.90	.21	.91
III		—	.59	.32	.89
V			—	.04	.87
VI				—	.49
					—

Genomsnittliga interkorrelationen (Mr) blev .77, .48 och .69 och genomsnittliga korrelationen mellan variablerna och medeltalet av de adderade T-poängen Mr (MT) .95, .77 och .81 för grupperna Lövsta, Sundbo och C.V. resp. Interkorrelationerna, korrelationerna med medel-T-poängen (MT) och med kriteriet (C) återfinnas i tabell 104.

Av tabellen framgår, att några interkorrelationer äro synnerligen höga, så är t. ex. $r_{I\,III} = .93$. De, som publicerats av Bernreuter själv, äro också höga ($r_{I\,III} = .95$). Den höga korrelationen anger, att av de båda variablerna den ena kan uteslutas. Med hänsyn till båda variablernas bristande reliabilitet är en korrelation på .93 ett starkt indicium på, att de mäta nästan samma sak. Skall en av dem uteslutas, bör det vara den, som har den lägsta korrelationen med kriteriet, alltså I (Neurotiska tendenser). Bådas korrelation med MT är praktiskt taget

Tabell 104

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 132)

r	I	III	V	VI	MT	C
I	—	.93	.89	.30	.94	.26
III		—	.68	.31	.95	.36
V			—	.07	.92	.24
VI				—	.51	.34
MT					—	.37

lika stor .94 resp. .95. Lösning av regressionsekvationerna ger följande vikter:

III .2380
V .0600
VI .2620[8]

Den multipla korrelationskoefficienten blir:

R = .43 [.4347] och
R = .42 [.4151]

R är här signifikant på < 1 %-nivån.

R^2 = .19, och instrumentet i sin helhet bidrager således endast till 19 % av variansen i kriteriet, III och VI bidraga med vardera 9 %, och V med återstoden av variansen. Korrelationen mellan Σ vägda T-poäng och kriteriet blir:

R_{bis} = .42 [.4184],

vilket visar god överensstämmelse med det ur formeln beräknade värdet på R.

5. *MMPI.* Instrumentet gav signifikanta differenser mellan Lövsta och C.V.-skolan på 1 %-nivån i variablerna F, D, Pd, Pa, Pt, Sc och Ma. Differenser, signifikanta på 2—5 %-nivån, erhöllos i ytterligare tre variabler, nämligen Hs, Hy och Mf. För att begränsa antalet variabler ha de förstnämnda medtagits vid den multipla korrelationsanalysen. Erfarenheten har visat, att en utökning av antalet variabler utöver de första fem eller sex i mycket liten utsträckning ger en ökning av R, och därmed instrumentets prediktiva förmåga, försåvitt icke de tillagda variablerna korrelera avsevärt högre med kriteriet än de redan använda (se t. ex. McNemar 1955, s. 188). Det finns därför icke anledning med-

[8] Ekvationerna satisfieras av de insatta värdena. Prövning ger:
± .00 00
± .00 00
± .00 00

taga flera än de nämnda sju variablerna. Räknearbetet vid den numeriska lösningen av ekvationssystemet underlättas dessutom i väsentlig grad för varje variabel, som kan elimineras. Vidstående interkorrelationer och korrelationer med MT erhöllos[9] (tabell 105—108).

Mr och Mr (MT), beräknade med z-funktionen, bli i grupperna Lövsta, Sundbo och C.V. .56, .53, .49 resp. .78, .78 och 76. Av tabellerna framgår vidare, att variablerna Pt och Sc äro de, som i samtliga tre grupper ge upphov till de högsta interkorrelationerna av samtliga,

[9] Interkorrelationsdata för andra grupper ha publicerats. Ur en tabell kunna följande hämtas, ordnade i enlighet med de ovan (Ferguson 1952, s. 240):

	100 normala			*100 psykopater*	
	Pd	Ma		Pd	Ma
D	.29	—.02	D	.14	—.21
Pd	—	.49	Pd	—	.43
Pt	.48	.39	Pt	.23	.14
Pa	.38	.30	Pa	.40	.31
Sc	.60	.56	Sc	.31	.36
Ma	.49	—	Ma	.43	—

Michaelis & Tyler (1951) ha erhållit följande interkorrelationer (endast de skalor, som uttagits av oss, ha medtagits i tabellen):

	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma
D	—	.36	.04	.67	.54	—.01
Pd		—	.16	.36	.47	.47
Pa			—	.12	.06	.00
Pt				—	.83	.23
Sc					—	.37
Ma [Mr = .41]						

Som framgår av ovanstående har även här en *hög korrelation erhållits mellan Pt och Sc (.83)*. Denna (.83) är den högsta i hela tabellen. Detta rättfärdigar ytterligare eliminationen av Pt-skalan vid den multipla korrelationsanalysen.

Ur Hathaway & Monachesi's (1953 s. 94) material uttagas de skalor vi använt. Interkorrelationerna mellan dessa blevo i deras material:

	F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma
F	—	.16	.36	.30	.41	.57	.44
D		—	.41	.27	.40	.36	—.12
Pd			—	.42	.46	.54	.33
Pa				—	.42	.53	.18
Pt					—	.75	.35
Sc						—	.50
Ma [Mr = .42]							—

Pt/Sc ger även här högsta r.

De båda genomsnittliga interkorrelationskoefficienterna (Mr-uträknade via z-funktionen) .41 resp. .42 överensstämma som synes väl. Den, som erhölls i vår normalgrupp (C.V.-skolan), var av samma storleksordning, nämligen .49.

Tabell 105

Interkorrelationer M M P I, Lövsta (N = 71)

r	F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma	MT
F	—	.33	.28	.59	.66	.78	.64	.78
D		—	.56	.38	.58	.49	.34	.68
Pd			—	.31	.48	.27	.28	.59
Pa				—	.68	.75	.62	.80
Pt					—	.85	.63	.90
Sc						—	.69	.82
Ma							—	.78

Mr = .56 Mr (MT) = .78

Tabell 106

Interkorrelationer M M P I, Sundbo (N = 70)

r	F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma	MT
F	—	.36	.40	.66	.68	.81	.51	.85
D		—	.43	.27	.48	.43	.52	.56
Pd			—	.37	.51	.50	.36	.64
Pa				—	.48	.68	.42	.73
Pt					—	.82	.48	.86
Sc						—	.60	.93
Ma							—	.65

Mr = .53 Mr (MT) = .78

Tabell 107

Interkorrelationer M M P I, C. V.-skolan (N = 72)

r	F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma	MT
F	—	.42	.45	.60	.25	.52	.39	.73
D		—	.55	.41	.63	.49	.11	.70
Pd			—	.56	.58	.62	.46	.80
Pa				—	.58	.59	.26	.77
Pt					—	.80	.27	.82
Sc						—	.43	.85
Ma							—	.55

Mr = .49 Mr (MT) = .76

Tabell 108

Interkorrelationer M M P I, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan (N = 213)

r	F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma	MT
F	—	.43	.51	.67	.58	.74	.58	.82
D		—	.57	.41	.61	.52	.39	.68
Pd			—	.52	.63	.55	.48	.76
Pa				—	.62	.71	.51	.80
Pt					—	.84	.53	.86
Sc						—	.63	.88
Ma							—	.72

med värdena .85, .82 och .80, för resp. Lövsta, C.V. och Sundbo. Med hänsyn tagen till variablernas bristande reliabilitet kan det därför ifrågasättas, om icke Pt och Sc i dessa grupper egentligen mäta samma funktion. För att erhålla ett sammansatt poängtal i de uttagna MMPI-variablerna sammanställes nu följande tabell (109).

Av tabell 109 framgår, att Pt/Sc även i den sammanslagna gruppen ger den högsta interkorrelationskoefficienten (.84), samt att Pt korrelerar .34 med C, medan Sc korrelerar .45 med C. En av de två kan tydligen uteslutas, och valet faller då givetvis på Pt, som korrelerar lägst med kriteriet. Ingen variabel har lägre korrelation med C än Pt, men D korrelerar lika lågt. Pt kan tydligen elimineras, och 7-variabelproblemet reduceras till ett 6-variabelproblem, vilket väsentligt under-

Tabell 109

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 143)

r	F	D	Pd	Pa	Pt	Sc	Ma	MT	C
F	—	.44	.52	.67	.52	.70	.60	.81	.56
D		—	.59	.48	.63	.53	.31	.71	.34
Pd			—	.58	.57	.54	.48	.78	.75
Pa				—	.67	.73	.54	.83	.57
Pt					—	.84	.52	.86	.34
Sc						—	.63	.85	.45
Ma							—	.73	.45
MT								—	.63

lättar den numeriska kalkylen. Efter lösning av systemet erhålles följande koefficienter:

F = .251 577
D = —.188 942
Pd = .664 253
Pa = .201 116
Sc = —.145 067
Ma = .021 575[1]

Den multipla korrelationskoefficienten blir:

R = .80 [.7962] och
$\bar{R}$ = .79 [.7888]

R är signifikant på 1 %-nivån. R^2 = .63, och hela instrumentet svarar således för 63 % av variansen i kriteriet, Pd för 50 %, F för 14 %, Pa för 12 %, Ma för 0 % och D för — 6 % och Sc för — 7 %.

Efter vägning av variablerna erhålles:

R_{bis} = .81 [.8064]

Överensstämmelsen med ur formel beräknat värde på R är, som synes, god. En summation av T-poängen utan vägning hade här givit

[1] Efter insättning av regressionsvikterna i ekvationssystemet bildas restvärdena:

± .000 000
.000 001
.000 001
— .000 001
.000 002
— .017 736

Den högsta negativa koefficienten erhålles för D, men också Sc ger neg. koeff. Jfr Hathaway & Monachesi (1953, s. 136), där det göres gällande, att bl. a. depression och introversion verka som »inhibitors to delinquency».

R_{bis} = .63 (se tabell 109) och en användning av enbart Pd-skalan ett r_{bis} på .75 (se tabell 109). Användningen av hela instrumentet ger alltså något högre korrelation med kriteriet än enbart Pd. Att på grundval av detta förorda en användning av Pd-skalan enbart, istället för hela instrumentet, är icke tillrådligt. Genom det stora antalet satser i MMPI och dessas stora variationsrikedom är det nämligen högst troligt, att en medveten bedömningstendens försvåras. Instrumentet har därför av oss använts i obeskuret skick.

6. *Ord-associationstest.* I Ord-associationstestet erhöllos signifikanta differenser mellan Lövsta och C.V-skolan ifråga om kategorierna reaktionstid (1), +-repetitioner (2), populärsvar (3), multireaktioner (4), »close-reactions» (5) och »distant-reactions» (6). Samtliga dessa ha nu medtagits för fortsatt analys. Interkorrelationer och korrelationer med (MT) återfinnas i tabellerna 110—113.

Tabell 110

Interkorrelationer, Ord-associationstestet, Lövsta (N = 71)

r	1	2	3	4	5	6	MT
1. R-tid	—	—.12	.10	.12	.04	—.18	.21
2. +-rep.		—	.39	—.16	—.09	.45	.58
3. pop. svar			—	.40	.28	.25	.79
4. multi-reakt.				—	.37	—.33	.42
5. »close» reakt.					—	.09	.49
6. »dist.» reakt.						—	.39
Mr = .11							Mr (MT) = .51

Tabell 111

Interkorrelationer, Ord-associationstestet, Sundbo (N = 70)

r	1	2	3	4	5	6	MT
1. R-tid	—	.04*	.29*	.20*	—.17*	.38*	.04*
2. +-rep.		—	.22	—.02	.31	.51	.42*
3. pop. svar			—	.45	.13	.43	.06*
4. multi-reakt.				—	.28	.14	.58*
5. »close» reakt.					—	—.14	.12*
6. »dist.» reakt.						—	.49*
Mr = .21		* (N = 50)					Mr (MT) = .30

Tabell 112

Interkorrelationer, Ord-associationstestet, C.V.-skolan (N = 67)

r	1	2	3	4	5	6	MT
1. R -tid	—	.14	.42	.38	—.09	—.09	.62
2. + -rep.		—	—.22	.14	.05	.26	.55
3. pop. svar			—	.37	—.03	.34	.70
4. multi-reakt.				—	.05	.01	.56
5. »close» reakt.					—	.18	.32
6. »dist.» reakt.						—	.50

Mr = .13 Mr (MT) = .55

Tabell 113

Interkorrelationer, Ord-associationstestet, Lövsta + Sundbo + C.V.-skolan (N = 208)

r	1	2	3	4	5	6	MT
1. R -tid	—	.10*	.55*	.50*	—.04*	.27*	.50*
2. + -rep.		—	.48	—.02	—.09	.24	.55*
3. pop. svar			—	.92	.30	.60	.76*
4. multi-reakt.				—	.11	—.12	.53*
5. »close» reakt.					—	—.16	.41*
6. »dist.» reakt.						—	.50*

* (N = 188)

Mr blev i Lövsta .11, i Sundbo .21 och i C.V.-gruppen .13, och Mr (MT) .51, .30 och .55. Då är att märka, att i Sundbogruppen, av skäl som tidigare angivits (se asterisk), interkorrelationerna mellan den första variabeln och de övriga uträknats på N = 50 istället för N = 70. Interkorrelationerna äro genomgående låga, vilket innebär, att variablerna äga hög grad av specificitet. Vägning av variablerna (deltesten) sker nu efter sammanställning enl. nedanstående tabell (114).

Lösning av systemet av regressionsekvationer ger följande vikter:

1. R-tid	.336 934
2. + -rep.	.110 315
3. pop. svar	.291 653
4. multip.reakt.	.096 966

5.	»close»-reakt.	.060 219
6.	»distant»-reakt.	.207 839[2]

Tabell 114

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 138)

r		1	2	3	4	5	6	MT	C
1.	R-tid	—	.10	.42	.30	.07	.03	.54	.51
2.	+-rep.		—	.20	.01	—.01	.42	.59	.29
3.	pop. svar			—	.44	.19	.34	.80	.58
4.	multi-reakt.				—	.29	—.12	.52	.32
5.	»close» reakt.					—	—.03	.35	.16
6.	»dist.» reakt.						—	.50	.35
	MT							—	.65

Ekvationerna satisfieras av de insatta koefficienterna, och den multipla korrelationskoefficienten blir då:

$$R = .70 \ [.6974] \text{ och}$$

$$\bar{R} = .69 \ [.6861]$$

R är här signifikant på $< 1\ \%$-nivån. $R^2 = .49$, och instrumentet i sin helhet svarar således för 49 % av variansen i kriteriet, variabel (deltest) 1 för 17 %, 2 för 3 %, 3 för 17 %, 4 för 3 %, 5 för 1 % och slutligen variabel 6 för 7 % av kriterievariansen. Efter insättning av vikterna och beräkning av den biseriala korrelationen med kriteriet erhålles:

$$R_{bis} = .70 \ [.6954]$$

Överensstämmelsen mellan R och R_{bis} är här utomordentligt god. Biseriala korrelationen mellan de ovägda T-poängen och C blir .65, vägningen har även här lett till en viss ökning av hela instrumentets prediktionsförmåga.

De företagna analyserna av materialet ha nu lett fram till ett antal (6) skalor, som möjliggöra individuella bestämningar av den aktuella nivån i var och en av skalorna. Gruppmedelvärden och spridningar (σ) jämte signifikansanalys återfinnas nedan (tabell 115):

[2] Nedanstående restvärden erhållas efter insättning och prövning:

± .000 000
— .000 001
— .000 001
— .000 002
± .000 000
± .000 000

Tabell 115

Medeltal av vägda T-poäng, standarddeviationer jämte signifikansanalys. Metod A

	1.			2.			3.			4.			5.			6.		
	Reaktionstids-bestämningar			Intravaria-bilitet i 1.			Experimentella konflikt-situationer			B P I			M M P I			Ord-associations-test		
	M		σ	M		σ	M		σ	M		σ	M		σ	M		σ
Lövsta	40,88		6,16	53,47		6,71	49,13		6,33	29,39		4,58	44,14		5,92	58,77		5,20
Sundbo	34,62		5,39	47,30		4,69	41,60		5,57	28,79		4,39	42,97		6,16	54,66		5,66
C.V.-skolan	34,51		4,69	45,90		5,10	39,86		4,47	26,45		3,63	33,86		6,40	51,25		6,08
Signifikans-analys	t	df	P	t	df	P	t	df	P	t	df	P	t	df	P	t	df	P
Lövsta/ C.V.-skolan	6,73	134	< .01 S	7,35	134	< .01 S	10,01	141	< .01 S	4,07	130	< .01 S	9,90	141	< .01 S	7,73	136	< .01 S
Sundbo/ C.V.-skolan	0,11	113	> .50 0	1,50	113	> .10 0	1,81	120	> .05 0	1,17	160	> .10 0	8,58	140	< .01 S	3,10	115	< .01 S
Lövsta/Sundbo	5,72	113	< .01 S	5,75	113	< .01 S	6,80	120	< .01 S	0,83	160	< .50 0	1,14	139	> .10 0	4,03	119	< .01 S

Medelvärden och fördelningar återges grafiskt i fig. 12 och 13.

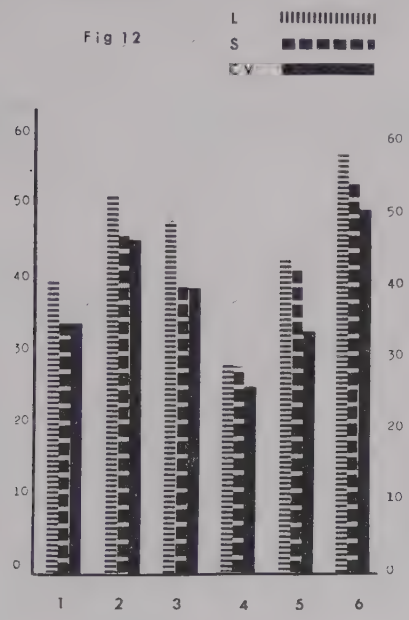


Fig. 12. Medelvärden av vägda T-poäng. Metod A. Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

Av tabell 115 och de grafiska framställningarna (fig. 12 och 13) framgår, att instrumenten fortfarande differentiera mellan grupperna, i stort sett på samma sätt som före vägningen, ehuru differenserna accentuerats genom denna, dvs. givit upphov till högre t-värden. Instrumentens totala differentierande förmåga har skärpts genom konstruktionen av de sammansatta poängtalen och de på dessa uppbyggda skalorna. Huruvida skärpningen är reel och icke enbart beroende på slumpdifferenser, får korsvalideringen ge besked om. Av fig. 13 framgår, att de flesta av skalorna differentiera väl även mellan individer tillhörande *samma* grupp, under det att några visa låg grad av differentiering *inom* någon av grupperna men tämligen hög mellan dem.

Skalornas korrelation med kriteriet (C) i aktuellt undersökta grupper. Validiteten, uttryckt som skalornas förmåga att differentiera mellan personer tillhörande den ena eller andra av grupperna Lövsta och C.V.-skolan (»psykopatiska» vanartiga och normala icke-vanartiga), måste här bestämmas med hänsyn till såväl reliabiliteten som till re-

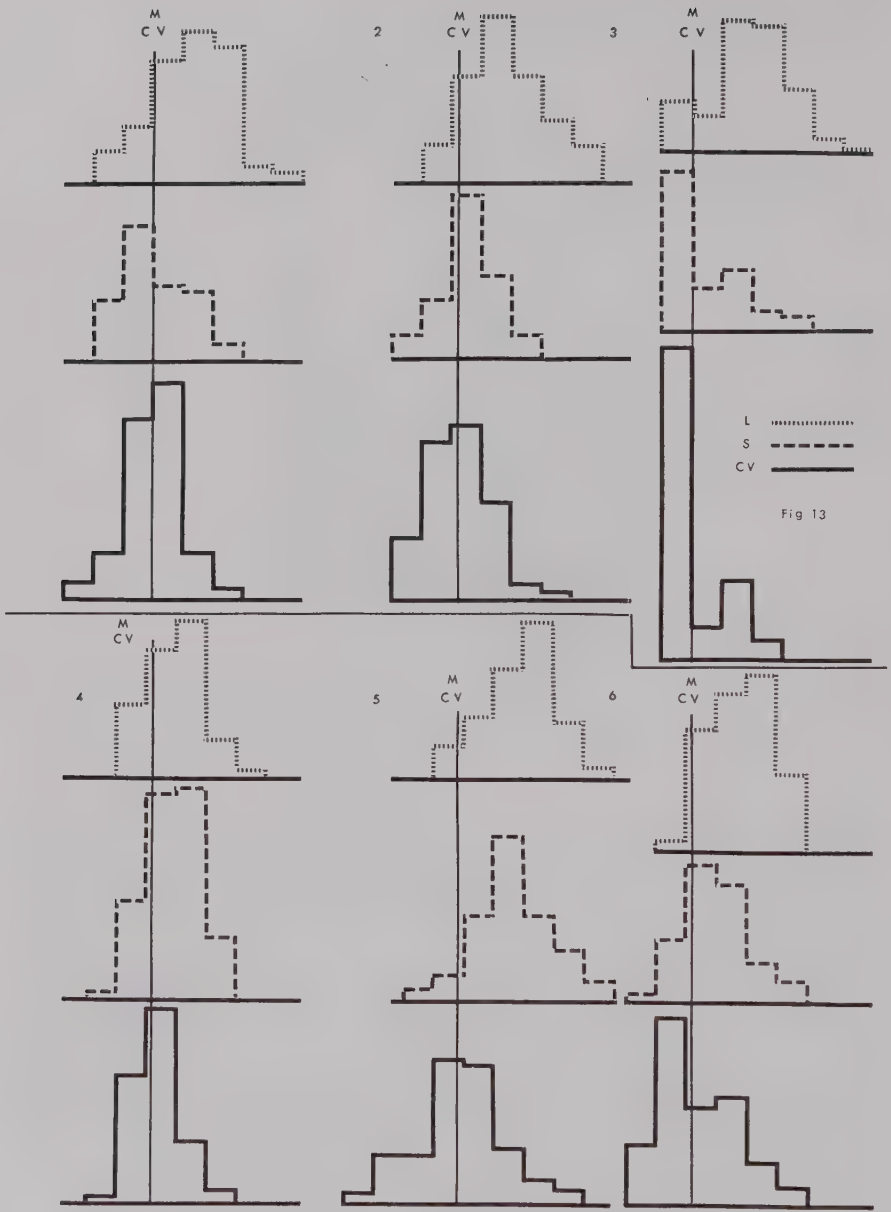


Fig. 13. Fördelningar av vägda T-poäng. Metod A. Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

sultatet av en korsvalidering. Vi vilja t. v. ha ett lämpligt mått på skalornas korrelation med kriteriet.[1] Det kan då diskuteras, om det mest adekvata siffermässiga uttrycket för denna är R, $\bar{R}$ eller R_{bis}.[2] Vi mena, att det är R_{bis}, eftersom detta uttryck bygger på den empiriskt funna biseriala korrelationen mellan summan av de vägda T-poängen och kriteriet. De 6 skalornas[3] korrelationer med kriteriet bli då:

	R_{bis}
1. Reaktionstidsbestämningar i valsituationer (M)	.64
2. Intravariabiliteten (σ) i (1)	.70
3. Experimentella konfliktsituationer	.80
4. BPI	.42
5. MMPI (F, D, Pd, Pa, Sc, Ma)	.81
6. Ord-associationstestet	.70

Av uppställningen framgår, att korrelationen för nr 4, BPI, är väsentligt lägre än för övriga skalor, vilkas R_{bis} äro av inbördes likartad storleksordning. *Naturligtvis måste det sägas, att dessa koefficienter strikt gälla endast för de undersökta populationerna, trots beräkningen av* $\bar{R}$. Huru förhållandena gestalta sig i nya grupper framgår av det följande.

Ett försök till generell uppskattning av validiteten hos de konstruerade skalorna fordrar, förutom ett beaktande av de funna reliabilitetskoefficienterna, även ett hänsynstagande till utfallet i nya och med de föregående ekvivalenta grupper. Vi återknyta i slutet av detta kapitel (sedan en korsvalidering genomförts) till validitetsfrågorna.

B. GRÄNSSÄTTNINGSMETODIK, MED SKÄRNING EFTER VARIABLERNAS MAXIMALT DIFFERENTIERANDE FÖRMÄGA (METOD B)

En kombination av resultat, erhållna i enskilda variabler, till ett sammansatt poängtal med hjälp av regressionsekvationer, erbjuder utan tvivel en matematiskt sett elegantare lösning av problemet än användningen av gränssättningsmetodik (Anastasi 1954, s. 146). Den

[1] De enskilda variablernas (deltestens) korrelation med C äro de biseriala korrelationskoefficienterna (r_{bis}) i C-kolumnen i tabellerna över interkorrelationerna. Se tabellerna!

[2] $\bar{R}$ är givetvis mera adekvat än R.

[3] Att de göra skäl för benämningen *skalor* visas längre fram, avsnitt 3 detta kapitel.

förra metoden visar sig oftast även vara överlägsen en kombination av variablerna på grundval av intuitiv (Guilford 1954, s. 403) eller klinisk bedömning (Meehl 1954, s. 119). Ibland är emellertid en enkel gränssättningsmetodik ungefär lika effektiv som en vägning utifrån regressionsekvationerna.[3] Under förutsättning att regressionerna verkligen äro lineära, ett antagande som tekniken ifråga (Metod A) vilar på, anses den dock vara överlägsen gränssättningsmetodik.[4] Hur den sistnämnda metoden, applicerad på de uttagna instrumenten, utfaller i våra undersökta populationer, skola vi nu visa.

Det problem, som först uppstår, är *var* gränslinjen skall läggas. Vi följa då det tidigare skisserade förfarandet (alternativ c) och lägga ett snitt mellan varje klass av observationer (uttryckta i råvärden), beräkna χ^2 för vart och ett av snitten och välja den skärning, som ger högsta χ^2-värdet, dvs åtskiljer grupperna maximalt.[5] Det får därvid

[3] Stouffer et al. (1950) ha varit i tillfälle att jämförande undersöka utfallet av tre olika metoder, då det gällt att sammanställa ett antal variabler till ett batteri, med uppgift att sålla bort psykoneurotiker ur militära förband. Två kontrastgrupper, psykoneurotiska patienter på militärsjukhus och osovrade soldater i armén, fingo besvara ett frågeformulär, täckande 15 områden som förmodades diskriminera neurotikerna. De olika områdena differentierade grupperna olika starkt. De 15 variablerna korrelerades och den multipla korrelationen med kriteriet beräknades. Multipla regressionsvikter erhöllos dels med faktoranalys, dels (för 8 av variablerna) med Doolittles metod. Resultaten blevo därvid exakt desamma. Man vägde sedan de olika variablerna dels med vikttalen 0 och 1, dels med 0, 1 och 2 (Gränssättningsmetodik) och dels med regressionsvikterna. Nästan identiskt lika resultat erhöllos med alla tre metoderna (Ibid. s. 547).

Detta exempel visar, att man icke a priori behöver utgå ifrån att en vägning, som ger de »bästa» vikttalen i termer av minsta kvadratmetoden, också leder till bästa prediktiva förmåga med avseende på uppställt kriterium.

[4] »Where regressions are linear, it is generally conceded that the multiple-regression method is superior to the multiple-cutoff method. Even if some regressions are nonlinear, it is possible by transformations to reduce them to rectilinear form and then use multiple-regression methods» (Guilford 1954, s. 404).

[5] Vid användning av gränssättningsmetodik brukar sökandet efter den ideala skärningslinjen i allmänhet kännetecknas av ett rent trial-and-error-beteende. Man manipulerar med gränserna till dess man fått fram de »bästa», med hänsyn till några uppställda krav (Thorndike 1949, s. 196, jfr Anastasi 1954, s. 147). Stouffer et al. (1949) ha t. ex. använt en sådan metod vid undersökningar av psykoneurotiska symptom (U. S. Army) och kallar sådana poäng, som oftare uppträda i den psykoneurotiska gruppen, »critical score» och övriga »non-critical score». Fyrfältstabeller uppställas och fyrfältskorrelationer beräknas (Ibid. s. 416).

Det är möjligt, att Franzen (1943) har varit inne på samma väg som den vi här använt för att få fram en generell metod för bestämning av gränslinjen i stället för ett trial-and-error-förfarande. Hans rapport om detta har tyvärr ej kunnat erhållas ännu. Metoden är antydd i ett kort referat i Gulliksen (1950 s. 312):

Franzen (1943) has presented a type of »multiple chi» procedure for determining the best combination of cutting scores. This procedure consists essentially in trying

tillses att snittet ej lägges så, att något av slumpvärdena (independence values) understiger 5 (ett fall, som för övrigt inte inträffat någon gång för den skärning, som givit högsta χ^2). Vikttalen 0 och 1 ha sedan applicerats, beroende på, på vilken sida om skärningslinjen råvärdet fallit. 0 har regelmässigt betecknat det beteende, som kännetecknat majoriteten av normalgruppen, och 1 det som fallit på andra sidan om skärningslinjen. Höga poäng ange således även här avvikelse åt abnormhållet. Vägningarna ha som förut skett med »yttergrupperna» C.V.-skolan och Lövsta yrkesskola som ingående grupper. I detalj går metoden till på följande sätt. De båda gruppernas fördelningar uppläggas mot varandra för var och en av de ingående variablerna, med en klassindelning av 15—20 klasser i varje variabel. I varje klassgräns lägges ett snitt. Antalet möjliga snitt blir (n—1), om vi ha n klasser (mindre grov blir givetvis metoden, om snitten läggas mellan varje heltalsvärde t. ex., men samtidigt omättligt tidsödande). Vi uppgöra sedan fyrfältstabeller för varje snitt. χ^2 beräknas och P-värden, svarande mot 1 frihetsgrad, erhållas. Som illustration till metoden välja vi den första variabeln i Reaktionsförsöket (M, I, 20 valreaktioner utan störningar). Vi pröva oss fram och uppställa så den fyrfältstabell, som ger högsta χ^2 (independencevärdena anges inom parentes). Detta erhålles, om snittet lägges mellan klasserna 750—800 och 800 -850 (tusendels sekund). De i båda grupperna, som ligga till höger om gränsen, erhålla vikttalet 1, övriga vikttalet 0, dvs gå fria från att belastas med »avvikelsepoäng».

	Poäng			
	0	1		
	< 800	800 —		
C.V.-skolan (N = 68)	66 (52)	2 (16)	68	$\chi^2 = 32{,}04$
Lövsta y (N = 68)	38 (52)	30 (16)	68	$P < 0{,}01$
	104	32	136	

För 1 frihetsgrad ger $\chi^2 = 6{,}635$ ett $P = 0{,}01$. Då den hypotes, som testas, är noll-hypotesen, dvs att vikttalen 0 och 1 erhållas oberoende av grupptillhörighet, visar utfallet, att noll-hypotesen får förkastas. Erhållna poängtal i varje variabel i de olika instrumenten adderas för varje fp. Maximipoängen i ett enskilt instrument blir då lika med an-

all possible combinations of various cutting scores, and then using the one that turns out to be best for the set of data in hand.

Om metoden visar sig vara identiskt lika den vi här kommit fram till — referatet kan tyda på detta — så har emellertid upptäckten skett oberoende av Franzen.

Tabell 116

Gränssättning, χ^2-, P- och Q-värden

Instrument	Gränssättning	χ^2	P	Q
1. *Reaktionstidsbestämningar i valsituationer*	*1/1000 sek.*			
(M): I	< 800/800 —	32,04	< .01	.93
II	< 700/700 —	21,82	< .01	.70
III	< 800/800 —	26,16	< .01	.88
IV	< 700/700 —	18,54	< .01	.68
V	< 350/350 —	18,98	< .01	.76
2. *Reaktionstider Intravariabilitet*	*σ 1/1000 sek.*			
(σ): I	< 225/225 —	28,46	< .01	.78
II	< 250/250 —	22,10	< .01	.83
III	< 175/175 —	15,64	< .01	.61
IV	< 225/225 —	15,82	< .01	.76
V	< 100/100 —	7,82	< .01	.57
3. *Experimentella konfliktsituationer*:	*Antal rätta reaktioner*			
I	< 9/ 9 —	4,21	< .05	.34
II	< 10/10	4,31	< .05	.35
III	< 8/ 8 —	4,79	< .05	.53
IV	< 8/ 8 —	7,68	< .01	.81
V	< 8/ 8 —	13,27	< .01	.73
VI	< 8/ 8 —	22,23	< .01	.81
	»Avståenden»			
VII	< 1/ 1 —	19,48	< .01	.79
VIII	< 1/ 1 —	49,93	< .01	.89
(VIII »diagonalplattor», VII övriga.)				

Instrument	Gränssättning	χ^2	P	Q
4. *BPI*:	*Råvärden + 200*			
I	< 225/225 —	6,92	< .01	.82
III	< 150/150 —	10,04	< .01	.53
V	< 150/150 —	10,16	< .01	.52
VI	< 175/175 —	12,88	< .01	.59
5. *MMPI*:	*Råvärden*			
F	< 12/12 —	17,48	< .01	.65
D	< 22/22 —	12,92	< .01	.56
Pd	< 24/24 —	52,08	< .01	.89
Pa	< 10/10 —	30,68	< .01	.76
Pt	< 32/32 —	14,90	< .01	.71
Sc	< 34/34 —	17,64	< .01	.68
Ma	< 24/24 —	21,82	< .01	.82
6. *Ord-associationer*:	*Sek.*			
1. R -tid	< 225/225 —	25,00	< .01	.72
	Antal			
2. + -rep.	< 41/41 —	11,20	< .01	.63
3. pop. svar	< 21/21 —	29,90	< .01	.78
4. multi-reakt.	< 2/ 2 —	18,27	< .01	.57
5. »close»-reakt.	< 4/ 4 —	13,10	< .01	.78
6. »dist.»-reakt.	< 2/ 2 —	13,00	< .01	.57

talet i instrumentet ingående variabler (deltest), och inträffar om en individ i samtliga variabler hamnar på den sida om gränslinjen, som är betecknad med poängtalet 1. Minimipoängen blir följaktligen 0.

På samma sätt förfares nu med övriga variabler i de uttagna instrumenten. Gränssättning, erhållet maximalt χ^2-värde, och mot detta svarande probabilitet (P) jämte variablernas association med kriteriet, uttryckt i Yulekoefficienter (Q), visas i tabell 116.

Av tabell 116 framgår, att de flesta medtagna variablerna ge P-värden $< .01$. Undantagen äro variablerna I—III i instrument 3, Exp. konfl. Dessa tre ge även låga Q-koefficienter. Endast de variabler, som ge $P < .01$, medtagas nu i fortsättningen. Vi addera poängtalen i samtliga nu medtagna variabler och lägga upp frekvensfördelningar på dessa i de tre grupperna. Erhållna medelvärden och fördelningar visas i fig. 14 och 15.

Jämföres fig. 14 med medelvärdena enligt Metod A (se fig. 12), så visar det sig, att instrumenten differentiera på *kvalitativt* samma sätt, ehuru differenserna *kvantitativt* ha accentuerats.

Betrakta vi fig. 15, framgår det, att fördelningskurvorna för normalgruppen (C.V.-skolan) närmast äro att karakterisera som J-kurvor (eller rättare sagt, spegelvända J-kurvor), under det att Lövsta-elevernas kurvor antaga en annan form med sitt maximum (typ-värde) beläget på olika långt avstånd från den med lägsta poängvärdet (0) betecknade klassmitten. Sundbo-elevernas kurvor likna i instrument 1—3 närmast normalgruppens, och i instrumentet 4—6 närmast Lövsta-gruppens kurvor. De erhållna J-kurvorna innebära, att de sammansatta poängtalen enl. metod B. i normalgruppen endast differentiera mellan det mindretal elever, som erhållit poängtal > 1. En klassifikationsprocedur, som ger upphov till sådana kurvor, kan ibland eftersträvas. »When fine discriminations are desired only among individuals at either extreme of the range of ability, the test-score distributions can be definitely skewed or J-shaped, with the flat section of the distribution occurring in the region where the differentiations are to be made» (Stevens 1951, s. 1242). Vid ett studium av förhållanden i vanartsgrupperna med C.V.-skolegruppen som referensgrupp, erbjuda således de J-formade fördelningarna i normalgruppen inga olägenheter från differentieringssynpunkt. De J-formade kurvorna medföra emellertid vissa speciella problem, när det gäller att undersöka, om det föreligger några signifikanta differenser mellan de olika skolorna med avseende på de sammansatta poängtalen enligt metod B. För att kunna använda det vanliga t-testet för signifikansanalys fordras, att medelvärde och spridning (σ) skall vara möjliga att beräkna ur de erhållna fördelningarna.[6] De i Lövsta-

[6] Festinger (1943 a) har presenterat ett exakt test för differensen mellan medeltalen i J-formade kurvor (exponential frequency distributions). Det vilar emellertid bl. a. på antagandet, att samplingarna äro slumpvis dragna från exponentialpopulationer, ett antagande som icke är giltigt i vårt fall. J-kurvor ha icke uppträtt i alla tre populationerna. Kurvorna härröra från på olika sätt selegerade populationer. (Forts. nästa sida.)

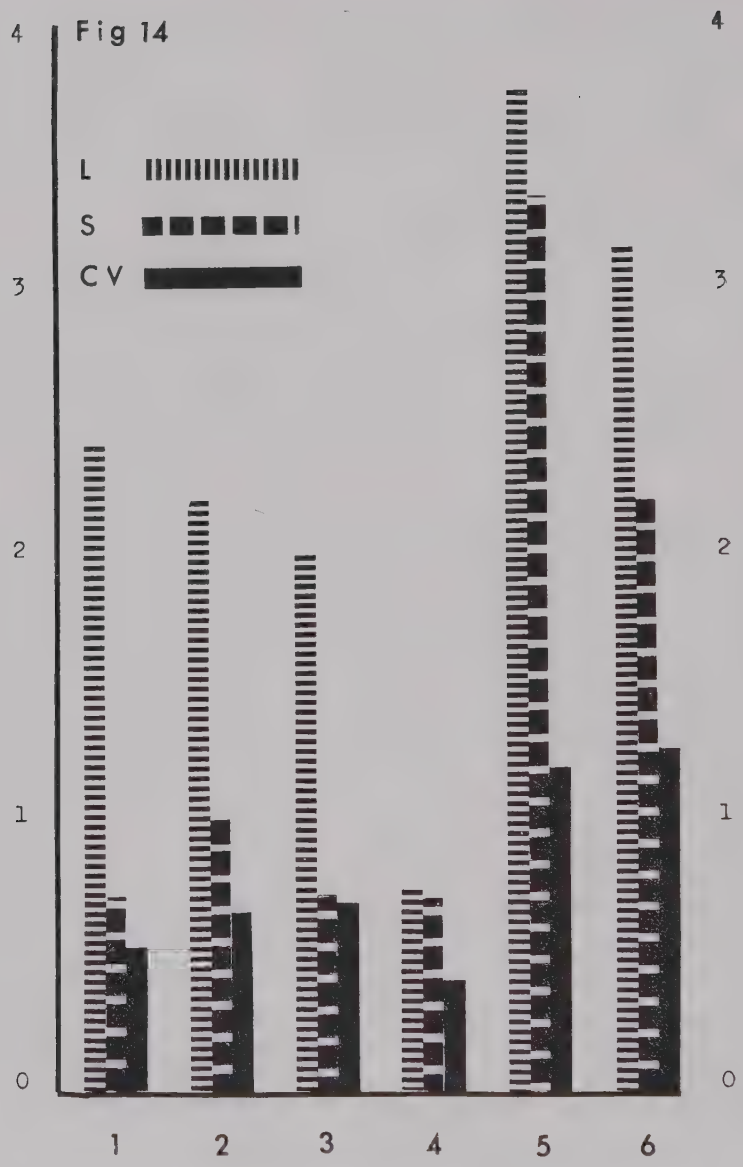


Fig. 14. Medelvärden av vägda rå-poäng. Metod B. Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

Festinger (1943 b) har givit ett statistiskt test för medelvärden av samples från sneda fördelningar (Pearson Type III). Testet bygger emellertid bl. a. på antagandet, att variationsvidden för möjliga poängtal går från noll till oändligheten. Detta antagande gäller icke här, då maximipoängen är fixerad till n, där n = antalet i instrumentet ingående variabler.

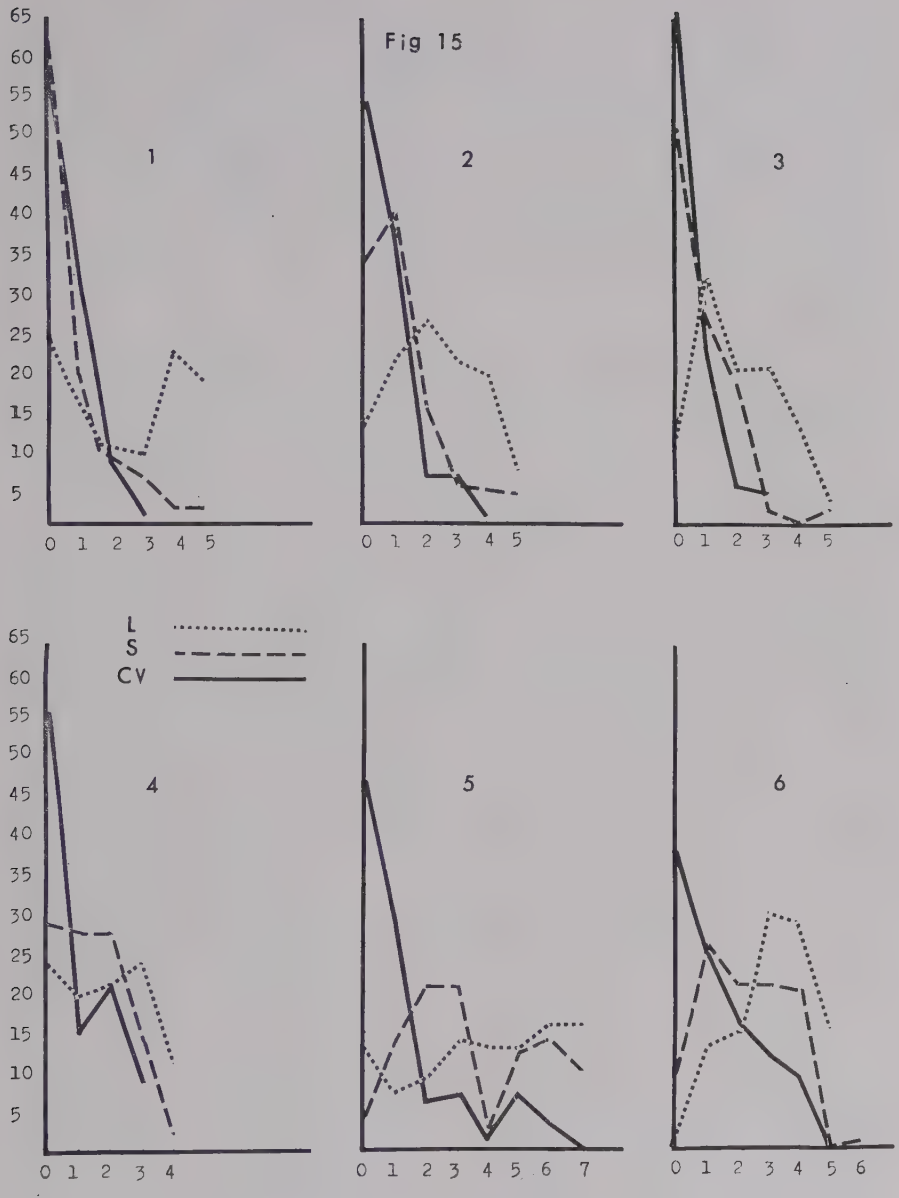


Fig. 15. Fördelningar av vägda rå-poäng. Metod B. Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

gruppen erhållna fördelningarna äro, ehuru sneda, dock av den typen, att de ha ett maximum, som icke ligger i origo. I några fall tendera de mot normal fördelningsform. Åtminstone beträffande de senare kunna de föreslagna operationerna i nödfall utföras. De i C.V.-skolegruppen genomgående och för vissa av instrumenten (1, 2 och 3) också i Sundbo-gruppen erhållna J-formade kurvorna äro emellertid icke väl lämpade för beräkning av M och σ. För att få en grov uppskattning av den differentierande förmågan har en signifikansanalys av de sammansatta poängtalen enl. metod B utförts, både med hjälp av t-testet (eftersom denna metod använts i A) och medelst »χ^2-test of independence in contingency tables», och en jämförelse gjorts.

P-värdena utsäga endast, *att* ett olika starkt signifikant samband mellan poängtalen 0 och 1 och grupptillhörigheten existerar, förutsatt att P uppnår den godtagna signifikansnivån och noll-hypotesen sålunda förkastats, men de utsäga intet om dessa ev. sambands *storlek*. Varje enskild variabels *korrelation* el. association med kriteriet (= grupptillhörigheten) måste då beräknas.

Av de vanliga sätten för beräkning av fyrfältskorrelation, förutsätter det tetrachoriska r, att de två variablerna äro kontinuerliga och skulle vara normalfördelade, därest det vore möjligt att klassificera dem med finare indelning. Phi-koefficienten (φ) mäter sambandet, när klassifikationen är verkligt dichotom (ehuru den ibl. användes även för kontinuerliga variabler, som tvingats in under två kategorier). Contingency-koefficienten (C) är ett korrelationsmått, som under vissa förhållanden är jämförbart med produkt-moment r (Garrett 1953 s. 362—371). Vilket korrelationsmått bör då användas här för att ange varje variabels korrelation med kriteriet? Det förstnämnda måttet (tetrach. r) förutsätter bl. a. normala fördelningar. Då skärningar lagts i fördelningarna av råvärden, uppfylles icke detta krav. Phi-koefficientens förutsättning, båda fördelningarna dichotoma, gäller ej heller här. C-koefficienten rekommenderas endast för 5 × 5-tabeller och sådana med finare gruppering, om koefficienten approximativt skall motsvara r (Yule & Kendall 1940 cit. efter Garrett 1953, s. 371). I vårt fall ha vi fyrfältstabeller (2 × 2), varför användningen av C-koefficienten ej är rekommendabel, om man vill ha ett mått motsvarande r. Då ingen av de nämnda metoderna för beräkning av det sökta sambandet visar sig vara särskilt väl lämpad i det aktuella fallet, ha vi valt en metod, som är numeriskt lätthanterlig och ger ett mått på sambandet, som i varje fall icke är mindre adekvat än det med någon av de förutnämnda erhållna, nämligen Yule's associationskoefficient Q (Yule & Kendall 1945 s. 45). Q antar olika värden för samma material, om ej uppdelningen av materialet skett på samma sätt, t. ex. 50 % på var sida om endera gränslinjen.[6a]

[6a] Wigforss (1946 s. 77) menar tydligen, att materialet måste grupperas så att 50 % ligger på var sin sida om *båda* gränslinjerna, såväl den vertikala som den horisontella, dvs. att samtliga fyra marginalvärden skola vara av samma storleksordning. I endast två fall ha sådana fyrfältstabeller erhållits, nämligen för skalorna Pd och Pa i MMPI. (Forts. nästa sida.)

I vårt fall äro grupperna likstora, dvs. vi ha ungefär samma antal individer i C.V.-gruppen som i Lövsta-gruppen. Största differensen är i Ordassociationstestet, där 51 % tillhör Lövsta och 49 % C.V.-skolan. Materialet lämpar sig alltså från den synpunkten väl för användning av Q-koefficienten. Ehuru Q i första hand syftar på dichotoma attributs beroende av varandra, manifesterad i en fyrfältstabell (Hörnfeldt 1950 s. 94), kan man emellertid antaga, att klassificeringen ytterst är ett snitt i en kontinuerlig variation (Ibid. s. 95).[7] Att fördelningarna av råpoäng i de uttagna variablerna äro kontinuerliga, visa kurvorna, och att de personlighetsavvikelser, som kännetecknа Lövsta-eleverna och som givit upphov till grupptillhörigheten, också äro att tillskriva en kontinuerlig variation, är ett rimligt antagande med hänsyn till vad som framkommit vid jämförelserna mellan våra olika kategorier av grupper. Hörnfeldt (1950 s. 103, Tabell 11) har genom skärningar i ett antal konstruerade korrelationsellipser funnit »en allmän tendens hos Q-värdet att öka, när snitten läggas i riktning från 50 %, i lika mån och oberoende av om detta sker mot 0 % eller mot 100 %». Vid skärning 50 %/50 % och för måttligt höga produkt-momentkorrelationer (r) är överensstämmelsen mellan Q och r i det närmaste perfekt (se Hörnfeldt 1950, Tabell 11). Nu har emellertid de ellipser, Hörnfeldt uppgjort, räta regressionslinjer och normalfördelade variabler, varför jämförelsen med vårt eget material ej får anses gälla annat än approximativt. Så mycket torde i varje fall vara säkert, att Q-värdena i tabell 116, genom att materialet uppdelats i proportionerna c:a 50 %/50 %, äro inbördes väl jämförbara. En annan sak är, att Q generellt sett, för måttlig grad av association, ger numeriskt högre värden än vissa andra brukade mått för fyrfältskorrelation (se t. ex. Yule & Kendall 1945, s. 253). I det första instrumentet (Reaktionstid M) erhållas φ-koefficienterna:

	I	II	III	IV	V
$\varphi =$	.49	.40	.44	.37	.37

och C-koefficienterna:

	I	II	III	IV	V
C =	.44	.37	.40	.35	.35

De äro alla avsevärt lägre än motsvarande Q-värden.[8]

		Poäng		
		0	1	
Pd	CV	57	14	71
	Lövsta	14	57	71
		71	71	

		Poäng		
		0	1	
Pa	CV	52	19	71
	Lövsta	19	52	71
		71	71	

Uppenbarligen förutsätter metoden endast, att materialet kan uppdelas på samma sätt i *ettdera* avseendet, antingen vertikalt eller horisontellt.

[7] Jfr diskussionen hos Hörnfeldt (1950 ss. 94—95), då fyrfältets axlar representera skärningar i en korrelationsyta.

[8] Att C blir numeriskt lägre än φ framgår redan av formlerna för båda koefficienternas relation till χ^2. Vid höga värden på N (och låga på χ^2) utjämnas differenserna.

I ett annat instrument (MMPI) bli:

	F	*D*	*Pd*	*Pa*	*Pt*	*Sc*	*Ma*
φ = .35	.30	.60	.46	.32	.35	.39
C = .33	.29	.52	.42	.31	.33	.36

Om dessa gäller samma sak, de äro väsentligt lägre än Q. Se vi på rangordningarna mellan φ och C i t. ex. MMPI, så överensstämma de helt, ρ = 1.00. Rangordningarna mellan Q och φ i samma instrument visa också hög grad av överensstämmelse, ρ = .85. Utom det att Q i två instrument ge avsevärt högre koefficienter än två andra korrelationsmått, framgår det av tabell 116, att Q-värdena, absolut sett, äro oväntat höga. Detta torde i avsevärd utsträckning bero på att slumpdifferenserna utnyttjats maximalt. Därest den sammansatta populationen varit större än c:a 140 individer, hade givetvis slumpen haft mindre inverkan, och Q-värdena med stor sannolikhet blivit lägre. Någon uppfattning om variablernas validitet ger därför icke de meddelade Q-värdena, men väl om den inbördes rangordningen mellan variablerna i detta avseende. *Validitetsfrågan är helt beroende av utfallet i nya populationer*, varför den tillsvidare förbigås. Av de nämnda korrelationsmåtten är Q i detta fall väl så användbart som något av de övriga, varför vi låtit detta ingå i tabell 116. Se vi på tabellen, visar det sig, att av de medtagna variablerna är det tre, som ge $P > 0.01$, nämligen i 3. (Exp. konfl.) variablerna I, II och III. De ha också, i jämförelse med de övriga variablerna, låga Q-värden. Dessa tre medtogos ej heller vid vägning och sammanslagning av variablerna enl. metod A. Alla de övriga ge $P < .01$, men av dessa ge några jämförelsevis låga Q-värden. Det gäller framför allt 4. (BPI: III och V). Alla variabler, som ge $P < .01$, utnyttjas nu för konstruktion av skalor, uppbyggda på sammansatta poängtal. Variabelarsenalen överensstämmer då med den i metod A använda, utom att vi nu medtaga två variabler, (BPI: I) och (MMPI: Pt), vilka uteslötos i metod A, på grund av deras höga korrelation med andra variabler och jämförelsevis låga korrelation med kriteriet. Med de informationer vi nu ha, enligt metod B, finnes icke anledning att utesluta dessa två. Att 36 variabler medtagits denna gång mot 34 i metod A bör icke vålla någon särskild olägenhet vid en senare jämförelse av utfallet enligt de båda metoderna.

Vi ha nu konstruerat 6 skalor av de uttagna 6 instrumenten på sätt, som föreslagits. Minimipoängen i varje skala blir 0 och maximipoängen = antalet i instrumentet ingående variabler. Medeltalet sådana poäng, standarddeviationer (σ) och en signifikansanalys av medeltalsdifferenserna i våra tre grupper återfinnes i tabell 117.

Av tabell 117 framgår, att de instrument, vilkas sammansatta poängtal, enl. metod A, differentierat på visst sätt mellan grupperna, fortfarande differentiera på samma sätt (se tabell 115!), men att här ytterligare några signifikanta differenser uppkommit, nämligen mellan Sundbo och C.V. i instrument 2. ((s)), 3. (S) och 4. (S) och mellan Lövsta och Sundbo i instrument 4. (s).

Tabell 117

Medeltal av vägda poäng, standarddeviationer, jämte signifikansanalys.
Metod B

	1.			2.			3.			4.			5.			6.		
	Reaktionstids-bestämningar			Intravaria-bilitet i 1.			Experimentella konflikt-situationer			B P I			M M P I			Ord-associations-test		
	M		σ	M		σ	M		σ	M		σ	M		σ	M		σ
Lövsta	2,41		1,87	2,26		1,49	2,04		1,37	1,77		1,33	3,82		2,34	3,17		1,23
Sundbo	0,74		1,19	1,06		1,06	0,80		0,41	1,34		1,10	3,41		2,04	2,21		1,37
C.V.-skolan	0,57		0,75	0,68		0,93	0,47		0,77	0,80		1,02	1,18		1,64	1,28		1,30
Signifikans-analys	t	df	P	t	df	P	t	df	P	t	df	P	t	df	P	t	df	P
Lövsta/ C.V.-skolan	7,45	134	< .01 S	7,52	134	< .01 S	8,26	141	< .01 S	4,62	130	< .01 S	7,76	141	< .01 S	8,59	137	< .01 S
Sundbo/ C.V.-skolan	0,86	113	> .10 0	1,98	113	.05 (s)	3,00	120	< .01 S	3,18	162	< .01 S	7,19	140	< .01 S	4,04	136	< .01 S
Lövsta/Sundbo	5,80	113	< .01 S	5,00	113	< .01 S	9,24	117	< .01 S	2,15	162	< .05 (s)	1,11	139	> .10 0	4,36	139	< .01 S

Nu äro emellertid de fördelningar, som de sammansatta poängtalen enl. metod B givit upphov till, av den karaktären, att en signifikansanalys av differenserna mellan medeltalen via σ och medelfel, på vanligt sätt med hjälp av t-testet, är i viss mån inkorrekt. En sådan signifikansanalys var berättigad enl. metod A (se tabell 115), då de sammansatta poängtalen där gåvo upphov till skalor av typen »interval» (Stevens 1951, s. 27), och där bl. a. σ-beräkning är en fullt applikabel statistisk operation (se Stevens 1951, s. 25 och Guilford 1954, s. 15). De skalor, vilka uppbyggts av sammansatta poängtal enl. metod B, äro icke att hänföra till denna typ (»interval»), utan till närmast »lägre» typ (»ordinal scale», Guilford 1954, s. 11). På denna skaltyp är bl. a. beräkning av standarddeviationen (σ) icke särskilt väl applikabel.[9] Ehuru sådan »illegal statisticizing» fått en viss pragmatisk sanktion (Stevens 1951, s. 26), vilja vi här icke nöja oss med den i tabell 117 utförda signifikansanalysen utan komplettera den med en analys medelst »χ^2-test of indepence in contingency tables». Vi testa då fördelningarna av sammansatta poängtal mot varandra med hjälp av noll-hypotesen. För P-värden $< .05$ förkastas noll-hypotesen, för övriga fall behålles den, vilket här innebär, att något samband mellan fördelningarna av, enl. metod B erhållna, poängtal och grupptillhörigheten icke kan bevisas existera. Utfallet av analysen framgår av tabell 118.

Här ha (tabell 118) de i tabell 117 erhållna signifikanta differenserna mellan Sundbo/C.V.-skolan i instrument 2, 3 och 4 försvunnit och likaså den mellan Lövsta/Sundbo i instrument 4.[1] Jämföras tabellerna 115 och 118, den förstnämnda avseende Metod A (t-test) och den sistnämnda Metod B (χ^2-test »för oberoende»), visar det sig, att av de 18 testade differenserna (i första fallet mellan medeltalen och i senare fallet mellan fördelningarna av poäng), överensstämma 16 med hänsyn till utfallet S eller 0. Undantagen äro Sundbo/C.V. i 4. (BPI) och Lövsta/Sundbo i 5. (MMPI).

Skalornas korrelation med kriteriet (C) i aktuellt undersökta grupper. Tidigare ha vi sagt att R_{bis}, dvs. varje skalas biseriala korrelation med kriteriet, är det mest adekvata siffermässiga uttrycket för samgången. De 6 skalornas[2] korrelationer med kriteriet bli då:

---

[9] Se vidare härom not 6 s. 343.

[1] Hos Festinger (1943 a) förekommer ett exempel, där differensen mellan medierna av två J-kurvor blir signifikant med t-testet, men däremot icke med Festingers form av F-testet.

[2] Att även dessa kunna kallas *skalor* framgår av nästa avsnitt (3). Se not 6 s. 343.

Tabell 118

Signifikansanalys (χ^2) av sammansatta poängtal. Metod B

	1. Reaktionstids-bestämningar			2. Intravariabilitet i 1.			3. Experimentella konfliktsituationer			4. BPI			5. MMPI			6. Ord-associationstest		
Signifikans-analys	χ^2	df	P	χ^2	df	P	χ^2	df	P	χ^2	df	P	χ^2	df	P	χ^2	df	P
Lövsta/ C.V.-skolan	42,26	5	< 0,01 S	44,92	5	< 0,01 S	40,44	5	< 0,01 S	21,48	4	< 0,01 S	51,59	7	< 0,01 S	40,18	6	< 0,01 S
Sundbo/ C.V.-skolan	5,95	5	> 0,30 0	6,27	5	> 0,20 0	7,97	5	> 0,10 0	13,59	4	< 0,01 S	53,83	7	< 0,01 S	16,94	6	< 0,01 S
Lövsta/Sundbo	24,39	5	< 0,01 S	20,33	5	< 0,01 S	30,54	5	< 0,01 S	9,37	4	> 0,05 0	14,10	7	= 0,05 (s)	19,50	6	< 0,01 S

	R_{bis}
1. Reaktionstidsbestämningar i valsituationer (M)	.68
2. Intravariabiliteten (σ) i (1)	.67
3. Experimentella konfliktsituationer	.72
4. BPI	.47
5. MMPI (F, D, Pd, Pa, Pt, Sc, Ma)	.69
6. Ord-associationstestet	.74

Jämföras dessa koefficienter med dem, som erhöllos enligt metod A, är överensstämmelsen påtaglig. 4. (BPI) hade enligt denna metod koefficienten .42 och får nu .47. De övriga lågo enl. metod A på .70—.80 (med undantag av 1. som hade .64) och ligga nu enl. metod B på c:a .70.[3] Från den här anförda synpunkten, skalornas korrelation med kriteriet, synas således de båda metoderna A och B vara ganska likvärda. Dock förekomma denna gång inga fullt så höga biseriala korrelationer som enligt metod A, där ett par korrelationer (för instrument 3 och 5) uppgingo till .80 resp. .81. Avgörande är emellertid deras förmåga att differentiera på samma sätt i nya och med de föregående likvärdiga populationer.[4]

3. Kombination av enskilda instrument till ett index

De hittills utförda operationerna ha lett fram till sammansatta poängtal för vart och ett av de uttagna 6 instrumenten. Ett sådant poängtal kan sägas utgöra ett nivåvärde, eftersom det bygger på resultat, erhållna i ett flertal variabler. Fördelningarna av de individuella nivåvärdena (sammansatta poängtalen) enligt metod A visade sig vara, om inte approximativt normala (gaussiska) så åtminstone med tendens åt detta håll[5] och med varierande grad av spridning (σ) i de olika elevgrupperna. Dessa nivåvärden differentiera mellan individer tillhörande samma grupp och äro uppbyggda på fraktioner av standard-

[3] Den genomsnittliga koefficienten blir enl. metod A .68 och enl. metod B .66. Räknas de via Fishers z (som emellertid strikt gäller end. Pearson r) bli de resp. .70 och .67.

[4] Ur beräkningsteknisk synvinkel är dock metod B så oerhört mycket mindre tidsödande, att detta från praktisk synpunkt i många fall kan få avgörande betydelse. Vid den fortsatta jämförelsen mellan metoderna bortses emellertid från detta, och metodernas för- och nackdelar diskuteras från enbart *teoretiska* utgångspunkter.

[5] Givetvis beroende på den nonlineära transformationen av råpoäng till standardpoäng (T-poäng).

poäng (T-poäng), med alla tre gruppernas genomsnittsvärde som gemensam referenspunkt. De erhållna nivåvärdena i de olika instrumenten bilda således *skalor*[6], som tillåta individuella kvantitativa bestämningar. De, enligt metod B, erhållna sammansatta poängtalen kunna på samma sätt sägas utgöra nivåvärden, eftersom de äro uttryckt för ett värde uppbyggt på flera i instrumentet ingående variabler. Den grova klassifikation, som bestod i att en ideal gränslinje söktes, och vikttalen 0 och 1 sattes, beroende på om råpoängen föllo till höger eller vänster om skärningslinjen, gav upphov till icke normalfördelade kurvor. Med tidigare tillämpad terminologi göra de dock skäl för benämningen »skalor», ehuru de icke nått upp till samma skalnivå, som de med metod A erhållna skalorna (se not 6 nedan).

För att få fram ett nivåvärde för en fp:s status i *samtliga* skalor skola vi nu driva analysen vidare och på basis av dessa skalor konstruera ett index, som sedan kan sättas i relation till på annat sätt erhållna data, vilket tidigare föreslagits. Vi behandla nu skalorna, erhållna med de två metoderna var för sig.

METOD A

De med denna metod konstruerade sammansatta poängtalen skola nu kombineras till ett index. Ett strikt fullföljande av metod A även i detta avseende innebär, att de sammansatta poängtalen underkastas en multipel korrelationsanalys med bestämning av viktkoefficienter medelst multipla regressionsekvationer. Alternativt kunde man tänka

[6] »A rule for the assignment of numerals (numbers) to aspects of objects or events creates a *scale*» (Stevens 1951, s. 23). Fyra olika typer av skalor ha kunnat särskiljas: »nominal» (1), »ordinal» (2), »interval» (3), or »ratio» (4) (Ibid. s. 23). Dessa fyra anses bilda en hierarki med den första som den lägsta och den sista som den högsta nivån (Guilford 1954, s. 11). »The higher the level of scale, the more we can do with the numbers we obtain in measurement» (Ibid. s. 11). Till vilken typ av skalor höra nu de sex vi konstruerat? Två typer kunna avfärdas utan närmare diskussion — den första »nominal scale» och den sista »ratio scale». Skalorna enl. Metod A uppfylla väl de restriktioner som förutsättas i typ (1), men icke dem, som förutsättas i typ (4), bl. a. saknas absolut nollpunkt. Återstår så typ (2) och (3). Till typ (3) räknar Stevens »Standard scores on achievement tests», ehuru med ett frågetecken efteråt. »Most psychological measurement aspires to create interval scales, and it sometimes succeeds» (Ibid. s. 27). På samma sätt kunna vi här räkna de enl. metod A erhållna skalorna till typ (3). T-poängskalorna äro additiva och multiplikation med en konstant (viktkoefficienten) har inte förändrat denna deras egenskap. Skalorna enl. Metod B böra rätteligen höra under typ (2) och benämnas »ordinal».

sig att *samtliga* variabler underkastades en sådan operation. Variabler till ett sådant antal (34) äro emellertid icke lämpade för en multipel korrelationsanalys, av skäl som tidigare angivits. De numeriska kalkyler, som ett ekvationssystem med ett 30-tal ekvationer med lika många obekanta för med sig, äro dessutom praktiskt svårgenomförbara. Vägen över de sammansatta poängtalen är då genare. Fördelningarna, som de sammansatta poängtalen i varje enskilt instrument givit upphov till, äro approximativt normala. Genom inspektion av korrelationstavlorna har det vidare konstaterats, att regressionerna äro närmast lineära, varför dessa förhållanden icke lägga hinder i vägen för en lösning av problemet med minsta-kvadratmetoden. Av skäl, som tidigare nämnts, har det kravet, att alla fp skolat genomgå samtliga test, icke kunnat upprätthållas.

Samplingskontroller. Vissa instrument ha använts å en eller flera av de undersökta grupperna tillhörande samma skola, andra återigen ha använts å samtliga. Detta tillsammantaget gör, att de populationer vi ha att arbeta med, när det gäller att kombinera de sammansatta poängtalen till ett index, äro »krympta» i olika hög grad för olika instrument. Om vi begränsa oss till att för den fortsatta analysen medtaga instrumenten 3, 5 och 6 jämte AGT, erhållas dock grupper av sådan storleksordning, att en fortsatt analys kan anses berättigad. Grupperna bli då: 47 + 43 + 51 = 141 individer. För att kunna arbeta vidare efter de uppdragna riktlinjerna måste vi då först undersöka, om de individer, som återstå när övriga bortfallit, kunna anses vara slumpvis dragna ur hela populationen Lövsta—Sundbo—C.V.-skoleelever. Två synpunkter kunna därvid göra sig gällande. Den första, om det uppstått några signifikanta differenser ifråga om gruppmedeltalen mellan den »krympta» populationen och den obeskurna. Signifikansanalys har utförts och visat att så icke varit fallet.[7] Den andra är frågan om interkorrelationernas storlek i den »krympta» resp. obeskurna populationen. Vi ställa då upp tabeller över interkorrelationerna mellan de vägda T-poängen för de tre kategorierna elever. Där medtagas samtliga tillgängliga data. Vissa koefficienter bygga emellertid på så låga N-värden, att de måste få låg reliabilitet. Det antal

---

[7]

	Lövsta		*C.V.*	
	M(Tot.)	*M*(N = 47)	*M*(Tot.)	*M*(N = 51)
3.	49,13	49,02	39,86	39,65
5.	44,14	43,98	33,86	33,25
6.	58,77	59,26	51,25	51,05

AGT: Lövsta M(Tot.) = 43,77, M(N = 47) = 44,13. C.V. M(Tot.) = 54,13 M(N = 51). = 54,12. Inga differenser äro signifikanta på eller under 5 %-nivån.

individer, som varje r grundar sig på, anges i tabellerna (119—121), där de 6 instrumenten äro betecknade med siffrorna 1—6:

1. Reaktionstid (M)
2. Intravariabilitet (σ) i (1.)
3. Experimentella konfl.situationer
4. BPI
5. MMPI
6. Ord-associationstestet

Tabell 119

Interkorrelationer, Instrument 1—6, Lövsta

r	1	2	3	4	5	6
1	—	(N = 68) .71	(N = 30) .39	(N = 36) .02	(N = 31) — .16	(N = 32) .12
2		—	(N = 30) .08	(N = 36) .07	(N = 31) .37	(N = 32) .07
3			—	(N = 45) .13	(N = 65) — .31	(N = 64) .06
4				—	(N = 47) .23	(N = 47) .09
5					—	(N = 69) .03
6						—

Mr = .14

Tabell 120

Interkorrelationer, Instrument 1—6, Sundbo

r	1	2	3	4	5	6
1	—	(N = 47) .30	—	(N = 19) — .08	—	—
2		—	—	(N = 19) .19	—	—
3			—	(N = 37) .21	(N = 49) .18	(N = 49) .31
4				—	(N = 58) .21	(N = 38) — .08
5					—	(N = 50) .18
6						—

Mr = .16

Tabell 121

Interkorrelationer, Instrument 1—6, C.V.-skolan

r	1	2	3	4	5	6
1	—	(N = 68)	(N = 37)	(N = 65)	(N = 35)	(N = 31)
		.32	— .06	.07	— .39	— .26
2		—	(N = 37)	(N = 65)	(N = 35)	(N = 31)
			.13	— .13	.27	— .29
3			—	(N = 35)	(N = 60)	(N = 58)
				.09	.13	.09
4				—	(N = 32)	(N = 28)
					— .10	— .07
5					—	(N = 58)
						.13
6						—

Mr = — .01

Den genomsnittliga interkorrelationen (Mr) har uträknats via z-funktionen. Den visar, att de 6 skalorna äro praktiskt taget noll-korrelerade. Korrelationen mellan 1 och 2 är dock positiv och hög i Lövsta, och bland den högsta erhållna även i de båda andra grupperna. Det varierande N-talet gör emellertid alla jämförelser såväl mellan som inom grupperna synnerligen vanskliga. I Sundbo-gruppen har dessutom materialet blivit så beskuret, att inte alla korrelationerna kunnat beräknas. Huvudavsikten med tabellerna 119—121 är emellertid att få några kontroller på, om interkorrelationerna i de populationer, som bli kvar för konstruktion av indices, äro likvärda med dem, som erhållits i de obeskurna populationerna med avseende på interkorrelationernas storlek. I tabellerna 122—124 ha interkorrelationerna i de, på grund av bortfallen, beskurna populationerna uträknats.

Tabell 122—124

Interkorrelationer, Instrument 3, 5 och 6

Tabell 122

Lövsta (N = 47)

r	3	5	6
3	—	.07	— .07
5		—	.04
6			—

Mr = .01

Tabell 123

Sundbo (N = 43)

r	3	5	6
3	—	.25	.40
5		—	.16
6			—

Mr = .27

Tabell 124

C.V.-skolan (N = 51)

r	3	5	6
3	—	.17	.03
5		—	.11
6			—

Mr = .10

Om vi se på interkorrelationskoefficienterna i båda fallen, så äro överensstämmelserna goda för Sundbo och C.V.-skolan, men för Lövsta är överensstämmelsen mindre god i ett fall. Detta gäller r_{35} som blir —.31 för hela gruppen och .07 för (N = 47). Detta enda fall av bristande överensstämmelse synes emellertid icke i och för sig böra få hindra fullföljandet av planerna på konstruktion av ett index.

Vi övergå så till frågan om de 6 instrumentens korrelationer med det använda grupptestet för intelligensundersökning AGT. Detta instruments T-poängskala har använts på vanligt sätt och hög poäng innebär hög prestation i intellektuellt hänseende. De i tabell 125 oftast erhållna *negativa* koefficienterna betyda samvariation mellan *låga* poäng i AGT och *höga* i de övriga instrumenten.

Tabell 125

Korrelationer mellan AGT och Instrument 1—6, Lövsta, Sundbo, C.V.-skolan. Totala materialet

	r	1	2	3	4	5	6	Mr
Lövsta		(N = 32)	(N = 32)	(N = 54)	(N = 39)	(N = 54)	(N = 53)	
	AGT	— .43	— .29	— .13	— .12	.07	— .31	— .21
Sundbo		(N = 39)	(N = 39)	(N = 43)	(N = 70)	(N = 59)	(N = 44)	
	AGT	— .39	— .29	— .44	— .21	— .33	— .20	— .31
C.V.-skolan		(N = 68)	(N = 68)	(N = 71)	(N = 65)	(N = 70)	(N = 64)	
	AGT	.01	— .19	— .16	— .06	— .38	— .09	— .15

Se vi på de genomsnittliga korrelationerna (Mr), äro de, ehuru icke särskilt höga, dock negativa för alla tre skolorna, vilket får tolkas så, att viss association mellan låga AGT-poäng och höga poäng i de övriga instrumenten föreligger. Om signifikansen på Mr approximativt beräknas så, att medeltalet individer, som genomgått de olika instrumenten, användes för att bestämma erforderligt antal frihetsgrader (N — 2), blir Mr = —.21 ej signifikant på 5 %-nivån, Mr = —.31 däremot signifikant på 5, men ej på 1 %-nivån. Mr = —.15 är ej signifikant på 5 %-nivån. För Sundboelevernas vidkommande föreligger således ett signifikant samband mellan låga poäng i AGT och höga i övriga instrument.[8] För de krympta populationernas del bli korrelationerna mellan AGT och de övriga 3 instrumenten följande (tabell 126):

[8] Med reservation för det approximativa sätt, på vilket reliabiliteten på Mr bestämts.

Tabell 126

Korrelationer mellan AGT och Instrument 3, 5 och 6, Lövsta, Sundbo, C.V.-skolan. Beskurna materialet

		r	3	5	6	Mr
Lövsta	(N = 47)	AGT	— .16	.06	— .34	— .15
Sundbo	(N = 43)	AGT	— .44	— .33	— .20	— .33
C.V.-skolan	(N = 51)	AGT	— .29	— .51	— .16	— .31

Även här äro de flesta koefficienterna negativa. Endast en, AGT/MMPI i Lövsta är positiv. Signifikanta på 5 %-nivån äro koefficienterna —.34, —.33 och —.29, på 1 %-nivån —.44 och —.51. Övriga äro icke signifikanta. De genomgående funna negativa korrelationerna mellan uppnådda poängtal i AGT och vägda poängtal i de övriga instrumenten tyda emellertid på, att sambanden, oberoende av den uppnådda signifikansnivån för enskilda koefficienter, i stort äro av det slaget, att låg poäng i AGT och hög i de övriga instrumenten gå tillsammans och tvärtom. Frågan är nu, om dessa samband bero på reella intelligensfunktioners samband med frihet från att belastas med höga poäng i de övriga instrumenten, eller om de kunna bero på personlighetsfaktorer av non-intellektuellt slag, som förmodades (se kap. VII, 1) vara en anledning till Lövsta- och Sundbo-elevernas låga prestation i AGT, i förhållande till C.V.-skoleelevernas — trots överensstämmelser ifråga om tidigare utbildningsnivå och socialgruppsfördelning. Hade ett lämpligt individualtest funnits att tillgå vid undersökningarnas igångsättande 1946, hade denna fråga kunnat besvaras. Intelligenskvoter enligt Terman—Merrill finnas emellertid tillgängliga för en del av materialet.[9]

Bli korrelationerna mellan TM och de övriga instrumenten genomgående lägre (dvs. ligga närmare 0) än mellan AGT och instrumenten, skulle detta förhållande kunna tolkas så, att låga poäng i AGT till viss del bero på sådana personlighetsavvikelser, som manifesterat sig i höga poäng i de övriga skalorna. Vi undersöka nu detta.

I Lövsta-materialet äro 32 av de 47 individer, som ingått i den population, som konstruktionen av index grundar sig på, även testade med TM. Korrelationerna (r) mellan TM och de tre instrumenten blevo:

	3	5	6	
TM	— .28	— .04	+ .13	och mellan AGT och samma instrument
AGT	— .16	+ .06	— .34	

[9] Ehuru detta test är föga lämpat för denna ålderskategori (15—20-åringar), när det gäller att fastställa intelligensnivån (beroende på bristande standardisering för dessa åldrar), bör det *inom* gruppen ändå kunna differentiera på ett någorlunda tillfredsställande sätt.

Den mest markerade skillnaden är den, att korrelationen mellan TM och 6 nu blivit positiv. Ingen av korrelationerna mellan TM och de tre instrumenten är dock signifikant på 5 %-nivån eller lägre nivå.

Intelligenskvoter enligt TM äro tillgängliga för endast 20 av de 43 individerna, som index bygger på i Sundbo yrkesskola. Korrelationerna blevo där:

	3	5	6	
TM	—.54	—.34	—.38	och mellan AGT och samma instrument
AGT	—.44	—.33	—.20	

Av korrelationerna mellan TM och instrumenten är endast den första signifikant på 5 % nivån, de övriga insignifikanta. Ehuru de grupper, för vilka Termankvoter varit tillgängliga äro små, äro de flesta korrelationerna negativa, om än icke signifikanta. Låga kvoter i TM gå även oftast samman med höga i de övriga instrumenten. Om den uppställda frågan inte kunnat besvaras helt, beroende på bristfälligheter i det använda individualtestet och på att de grupper, som testats med TM, äro små, har den i varje fall kunnat belysas. Resultatet av jämförelsen mellan Termankvoterna måste anses innebära, att sambanden mellan *låg* poäng i AGT och *hög* i de övriga instrumenten icke uteslutande äro att hänföra till *speciella faktorers inverkan i samband med grupptestningarna,* utan synas bero på *reella intelligensfunktioners positiva samband med frihet från att nå höga poäng i de övriga instrumenten.*

Efter dessa kontroller av samplingarna blir nu den första åtgärden för konstruktion av ett index på grundval av de sammansatta poängtalen enligt Metod A att interkorrelera de tre instrumenten (3, 5, 6) i den sammanslagna populationen C.V.-skolan och Lövsta, och vidare att beräkna varje instruments biseriala korrelation (R_{bis}) med kriteriet (C) på samma sätt som tidigare (tabell 127).

Tabell 127

Interkorrelationer och Bi-seriala korrelationer, Lövsta + C.V.-skolan (N = 98)

r	3	5	6	C R_{bis}
3	—	.49	.42	.81
5		—	.41	.84
6			—	.70

De bi-seriala korrelationskoefficienterna i tabell 127 äro nära identiska med dem, som erhöllos i totala materialet. De blevo där resp. .80, .81 och .70 för instrument 3, 5 och 6. Krympningen av materialen genom bortfallen har icke i märkbar utsträckning påverkat dessa koefficienter. Korrelationen med AGT i denna population (N = 98) blev för instrument 3, 5 och 6 resp. —.43, —.39, och —.43. De tidigare er-

hållna negativa sambanden mellan AGT och de övriga instrumenten bestå även i den krympta populationen.

Multipla regressionsekvationer uppställas nu, och de lösas på förut angivet sätt. Därvid erhållas följande vikttal:

3. Experimentella konfliktsituationer	.434
5. MMPI	.501
6. Ord-associationstestet	.313[1]

Den multipla korrelationskoefficienten (R) blir då:

$$R = .996 \ [.99\ 573]$$

$R^2 = .99$ [.99 148] och alla tre instrumenten tillsammans svara alltså för 99 % av variationen i kriteriet. De ingående instrumenten svara för resp. 35 % (3), 42 % (5) och 22 % (6) av kriterievariansen. Nu är emellertid värdet på R oväntat högt, men vi få då komma ihåg, att det bygger på poängtal, som vägts två gånger. Första gången för att erhålla ett sammansatt poängtal för ett enskilt instrument, och nu andra gången för att erhålla ett index. Slumpdifferensernas ackumulation i båda fallen får anses ha bidragit till detta höga R. Utfallet vid efterprövning på nya grupper får avgöra i hur stor utsträckning detta har kunnat tänkas ske (se avsnitt 4).

De erhållna vikttalen multipliceras nu med de sammansatta poängtalen, och den biseriala korrelationen mellan summan av de nu vägda sammansatta poängtalen och kriteriet beräknas. Denna blir:

$$R_{bis} = 1.01 \ [1.0089]$$

Överensstämmelsen mellan R och R_{bis} är god, differensen = .013. Det har emellertid här inträffat, att R_{bis} överstigit 1. Detta förhållande är emellertid icke unikt utan inträffar tillfälligtvis, då korrelationen uttryckts med r_{bis}.

»A troublesome difficulty with the biserial coefficient, r_b, is that it occasionally exceeds unity. The usually given explanation for this is that the assumption of normality for the dichotomous variable is not tenable, but it seems more likely that when such r's occur it is because the graduated variable, for the combined categories, is either platykurtic or bimodal in distribution» (McNemar 1955 s. 197).

Då koefficienter > 1.00 äro icke meningsfyllda, kan värdet helt enkelt justeras till 1.00 (jfr Trankell, 1950 s. 182).

Vi undersöka nu, om det mest sannolika fallet har inträffat, nämligen att fördelningen av enskilda index i den sammansatta populatio-

[1] Restvärden vid lösning av ekvationerna med tre decimaler:

± 0.000
0.002
± 0.000

nen (Lövsta + C.V.) är antingen bred-toppig (platykurtic) eller två-toppig (bimodal), se fig. 16. Av figuren framgår att fördelningen är utpräglat bimodal, med två tydliga maxima. Fördelningen har icke ett typvärde utan två, ett i klassen 50—55 och ett i klassen 60—65. Den troligaste förklaringen till det höga värdet på R är därför, att den kontinuerliga variabeln (indextalen) är bimodal för kategorierna Lövsta- och C.V.-skolan kombinerade. Medelvärden och fördelningar av index i grupperna Lövsta, Sundbo och C.V.-skolan, jämte den sammansatta populationen Lövsta + C.V. visas i fig. 16.

Figur 16 visar att fördelningen för den sammansatta populationen är utpräglat bi-modal.

Medelvärden och standarddeviationer på index-värdena enl. Metod A blevo i de tre grupperna följande:

		M	σ
Lövsta	(N = 47)	61,89	6,21
Sundbo	(N = 43)	57,05	5,57
C.V.-skolan	(N = 51)	49,78	4,45

Lövsta/C.V. ger $t = 10{,}92$; $df = 96$; $P < 0{,}01$;
Lövsta/Sundbo; $t = 3{,}85$; $df = 88$; $P < 0{,}01$ och slutligen
Sundbo/C.V.; $t = 6{,}84$; $df = 92$; $P < 0{,}01$.

Fig 16

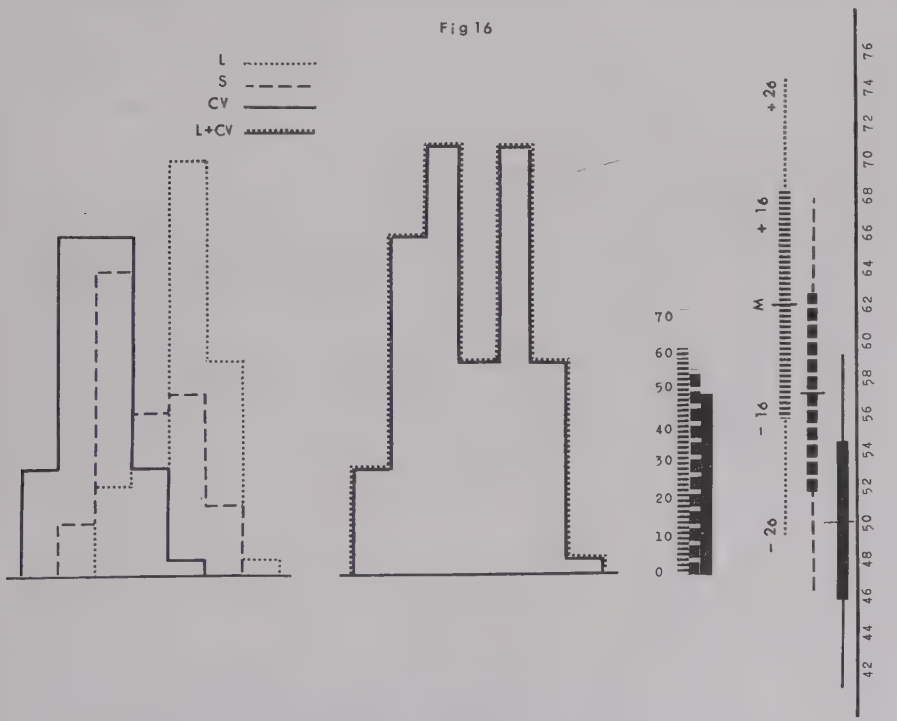


Fig. 16. Medelvärden och fördelningar av index. Metod A. Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

Starkt signifikanta differenser (S) föreligga således mellan alla tre grupperna med avseende på medeltal av indexvärden. Uttryckes graden av differentierande förmåga mellan kategorierna hos detta index i en biserial korrelation erhålles:

	R_{bis}
Lövsta/C.V.-skolan	1.01 [1.0089]
Sundbo/C.V.-skolan	.74 [.7383]
Lövsta/Sundbo	.54 [.5437]

Mellan de båda vanartsgrupperna differentierar index minst och mellan Lövsta och C.V.-skolan mest. Detta förhållande beror givetvis på valet av instrument för konstruktion av index och utsäger icke något generellt om de »verkliga» differenserna mellan grupperna ifråga om graden av personlighetsavvikelse. Med hänsyn tagen till i index ingående instrument är det emellertid tydligt, att differensen *mellan vanartsgrupperna* är den minsta av de tre, såväl med avseende på medelvärden som biseriala korrelationer.

De sammansatta poängtalen visade nästan genomgående negativa korrelationer med AGT. Samma förhållande inträffar, om AGT korreleras med index-talen:

		r Index/AGT
Lövsta	(N = 47)	—.17
Sundbo	(N = 43)	—.46
C.V.-skolan	(N = 51)	—.51

Den första koefficienten är ej signifikant på 5 %-nivån, den andra och tredje däremot på 1 %-nivån. De funna biseriala korrelationerna gälla således, om hänsyn *icke* tages till prestationsskillnaderna i AGT mellan å ena sidan de båda vanartsgrupperna och å andra sidan normalgruppen. Vad som händer med sambanden mellan index och grupptillhörighet, om intelligensnivån antages vara densamma i alla tre grupperna och intelligensvariabeln konstanthålles, undersökes i slutet av detta kapitel i avsnittet om skalornas validitet. Vi övergå nu till en behandling av materialet enligt metod B.

METOD B

Poängtalen enl. Metod B skola nu kombineras till ett index. Olika förfaranden kunna därvid komma ifråga. Ett är, att med hjälp av χ^2 söka den ideala skärningslinjen mellan yttergruppernas fördelningar av sammansatta poängtal i ett enskilt instrument, och sedan använda poängsättningen 0 och 1, med hänsyn till på vilken sida om skärnings-

linjen det sammansatta poängtalet hamnar i det aktuella fallet. I varje instrument erhålles då vikttalet 0 eller 1, och summan av sådana vikttal blir då vårt index enl. Metod B. Lägsta värdet på index blir 0 och det högsta = antalet instrument, som index är uppbyggt av. I förra fallet (Metod A) användes tre instrument för konstruktion av index. Med samma antal blir då maximivärdet på index = 3.

Ett annat sätt är att slå samman de sammansatta poängtalen i de enskilda instrumenten och på så sätt erhålla fördelningar av sammansatta poängtal i *samtliga* medtagna instrument. Den ideala skärningslinjen mellan yttergruppernas fördelningar kan sedan sökas med hjälp av χ^2 metoden. Om vi sätta poängtalen även här till 0 och 1 få vi ett dichotomiserat index, där en del individer »gå fria» och erhålla indextalet 0 och resten indextalet 1.

Ett tredje sätt är att slå samman de sammansatta poängtalen enligt Metod B och låta summan av dessa utgöra vårt index. Detta kan då antaga värden mellan 0 och 18, 0 om individen i samtliga variabler undgått att erhålla något vikttal och 18 om motsatsen inträffat i samtliga variabler, dvs i detta fall instrument 3. (5 variabler), 5. (7 variabler), och 6. (6 variabler). Någon vägning *mellan* de olika instrumenten äger då icke rum på annat sätt än vad som betingas av att ett (3) innehåller 5, ett (5) 7 och ett (6) 6 variabler.

Det första sättet att åstadkomma ett index enl. Metod B ger, med användning av de nu uttagna instrumenten, ett index, som går från 0—3, dvs. bildar en skala, som innehåller 4 steg: 0, 1, 2, 3. Ehuru detta alternativ kan sägas vara det, som mest strikt fullföljer intentionerna hos Metod B, även vid konstruktion av index, så lider det av den svagheten, att jämförelsen med Metod A försvåras genom att vi i detta fallet få en skala med endast 4 steg, mot i förra fallet mångdubbelt flera steg.

Det andra sättet ger endast två steg 0 och 1, och försvårar i ännu högre grad jämförelser mellan Metod A och B beträffande utfallet av de båda metoderna. Det tredje sättet synes vara det som bäst svarar mot våra behov, bl. a. ifråga om jämförbarhet med Metod A.

Om vi använda oss av det *tredje* alternativet och låta vårt index utgöras av summan av de sammansatta poängtalen enl. Metod B, erhålla vi en fördelning, som i den sammansatta populationen Lövsta + C.V. går från 0 till 17 poäng. Denna fördelning blir utpräglat tvåtoppig (platykurtic), (se fig. 17). Medelvärdet av index blir i de tre grupperna:

		$\overline{M}$	σ
Lövsta	(N = 47)	9,15	3,48
Sundbo	(N = 43)	6,88	2,96
C.V.-skolan	(N = 51)	2,67	2,49

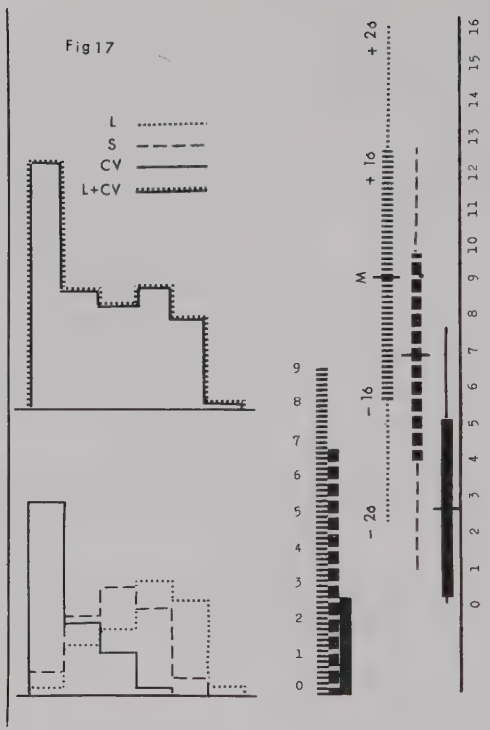


Fig. 17. Medelvärden och fördelningar av index. Metod B. Lövsta y, Sundbo y, C.V.-skolan.

Medelvärden och fördelningar av index i de olika grupperna, jämte den sammansatta populationen Lövsta + C.V. visas i fig. 17.

Signifikansanalys av differensen mellan medierna ger:

Lövsta/C.V.-skolan	$t = 10{,}54$;	$df = 96$;	$P < 0{,}01$
Sundbo/C.V.-skolan	$t = 9{,}56$;	$df = 92$;	$P < 0{,}01$
Sundbo/Lövsta	$t = 4{,}45$;	$df = 88$;	$P < 0{,}01$

Lägsta t-värde uppkommer här, liksom i Metod A, mellan vanartsgrupperna. Uttryckes sambandet mellan uppnått indexvärde och grupptillhörighet i en biserial korrelationskoefficient erhålles:

	R_{bis}
Lövsta/C.V.-skolan	.92 [.9205]
Sundbo/C.V.-skolan	.77 [.7681]
Sundbo/Lövsta	.33 [.3315]

Jämföres utfallet denna gång med vad som erhölls vid konstruktion av index enl. Metod A, visar det sig, att korrelationerna nu äro genomgående lägre. Speciellt låg är den biseriala korrelationen mellan Sundbo/Lövsta med avseende på variationerna i index.

4. Efterprövning på nya grupper (korsvalidering)

De år 1956 uttagna grupperna omfattade 35 elever tillhörande Lövsta yrkesskola och lika många från Centrala Verkstadsskolan, inalles alltså 70 individer (se kap. VI: 5). Det hade givetvis varit önskvärt att erhålla grupper av samma storleksordning som tidigare, 70 + 70. Det hade emellertid fordrat en utsträckning i tiden av undersökningarna under ytterligare c:a 3 år, då det förut visat sig, att det tar ungefär denna tid, innan en helt ny grupp uppkommit på Lövstaskolan.

Graden av parallellitet mellan de nya grupperna och de tidigare uttagna ifråga om tillgängliga bakgrundsvariabler har tidigare visats (Kap. VI: 5). Därvid framgick även, att parallelliteten mellan materialen ifråga om intellektuell prestation enl. AGT var god. Lövsta-grupperna från tidigare år och den från 1956 uppvisade praktiskt taget identiskt lika resultat, och mellan Verkstadsskolegrupperna förelåg ingen signifikant skillnad mellan prestationer i AGT nu och tidigare.

Praktiska skäl hindrade oss från att genomföra undersökningen av de år 1956 uttagna grupperna med hela det tidigare använda batteriet, bestående av de 6 uttagna instrumenten jämte AGT. För ett av instrumenten (4. BPI) blev korrelationen med kriteriet så låg som .42, vilket gör, att detta instrument utan vidare bör kunna uteslutas. För det första instrumentet (1. Reaktionstidsbestämningar i valsituationer, M) blev korrelationen med C .64, vilket är den näst lägsta av samtliga erhållna. Intravariabiliteten i (1) gav $R_{bis} = .70$. Detta instrument kan inte på samma grunder som det föregående (BPI) uteslutas. Nu har emellertid Reaktionsförsöket, med beräkning av medelreaktionstid och intravariabilitet, tidigare använts å båda ålderskategorierna (10—15-åringar och 15—20-åringar), varför en efterprövning på nya grupper ej är riktigt lika angelägen som beträffande övriga uttagna instrument. Reliabiliteten visade sig också vara tillfredsställande. Förutom AGT medtogos således följande instrument vid korsvalideringen.

3. Experimentella konfliktsituationer
5. MMPI
6. Ord-associationstestet[1]

Tidsintervallet mellan undersökningstillfällena blir för Lövsta-skolans del 5—7 år och för C.V.-skolans del 6—7 år. Det säger sig självt, att under denna tidrymd *kunna* förändringar i populationernas sammansättning ha inträffat. Lövsta-skolan hade under mellanliggande period fått en ny chef, tillika psykiatrisk rådgivare åt skolbyråchefen, och för C.V.-skolans del kan den framväxande enhetsskolan ha inneburit, att materialet, som går till denna skola, selegerats på ett delvis nytt sätt.

Jämförelsen mellan Lövsta-grupperna ifråga om de uttagna bakgrundsvariablerna visade emellertid endast *en* starkt signifikant differens (S), nämligen för frekvensen *psykopatidiagnoser, som var signifikant lägre i*

[1] Det visades tidigare, att om dessa tre instrument + AGT uttogos, kunde tillräckligt stora grupper erhållas för konstruktion av ett index.

1956-årsmaterialet. Däremot var frekvensen av »drag tydande på psykopati ...» högre (ehuru icke signifikant) i detta (1956 års) material. De förhållanden, som kunna tänkas förklara denna egendomlighet, ha tidigare berörts (kap. VI: 5). Jämförelsen mellan C.V.-skolegrupperna ifråga om de bakgrundsvariabler, som där kunnat uttagas (ålder, tidigare skolutbildning och socialgruppstillhörighet), visade inga signifikanta skillnader. En inverkan från den pågående skolreformen borde ha resulterat i, att elever, som tidigare sökt sig till C.V.-skolan, nu via enhetsskolan skulle ha sökt sig till högre skolformer och medfört en avtappning av de teoretiska begåvningarna från Centrala Verkstadsskolan, försåvitt denna skolas rekrytering i övrigt varit oförändrad. Detta antagande motsäges av det faktum, att några signifikanta skillnader i prestation i AGT mellan C.V.-skolegrupperna icke förelågo.

Jämförelser med tidigare uttagna grupper i fråga om råvärden. Vi undersöka nu, om några signifikanta differenser mellan råpoängen i resp. instrument föreligga mellan å ena sidan de år 1956 uttagna grupperna och å andra sidan de tidigare uttagna grupperna tillhörande samma skola.

Instrument 3. gav följande differenser mellan medeltalen för år 1956, och tidigare år undersökta grupper (tabell 128 och 129).

Mellan de båda Lövsta-grupperna erhölls en signifikant (s) differens i variabel V. Mellan Verkstadsskolegrupperna var ingen differens signifikant.

Jämförelserna mellan grupperna uttagna för korsvalidering och tidigare år undersökta grupper i MMPI visas i tabellerna 130 och 131 och i figur 18.

Tabell 128

Experimentella konfliktsituationer, Lövsta y 49—51/1956

		I	II	III	IV	V	VI
(N = 70)	M_{49-51} =	8,40	8,77	8,86	8,83	8,33	7,64
	σ =	1,27	1,00	1,10	1,23	1,38	1,48
(N = 35)	M_{56} =	8,60	8,37	8,60	8,54	8,89	8,17
	σ =	1,09	1,48	1,41	1,09	0,95	1,48
	D =	— 0,20	+ 0,40	+ 0,26	+ 0,29	— 0,56	— 0,53
df = 103	t =	0,83	1,42	0,94	1,22	2,41	1,71
df = 100	t =	1,66	1,66	1,66	1,66	2,36	1,66
	P =	0,10	0,10	0,10	0,10	0,02	0,10
sign. nivå:		0	0	0	0	s	0

Tabell 129

Experimentella konfliktsituationer, C.V.-skolan 49—50/1956

		I	II	III	IV	V	VI
(N = 73)	M_{49-50} =	8,84	9,15	9,19	9,32	9,15	8,84
	σ =	1,21	0,95	1,00	0,70	0,80	1,00
(N = 35)	M_{56} =	9,14	9,10	9,02	9,20	9,10	8,70
	σ =	0,83	0,44	0,95	0,95	1,26	1,55
	D =	— 0,30	+ 0,05	+ 0,17	+ 0,12	+ 0,05	+ 0,14
df = 106	t =	1,48	0,15	0,85	0,66	0,21	0,48
df = 100	t =	1,66	1,66	1,66	1,66	1,66	1,66
	P =	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
sign. nivå:		0	0	0	0	0	0

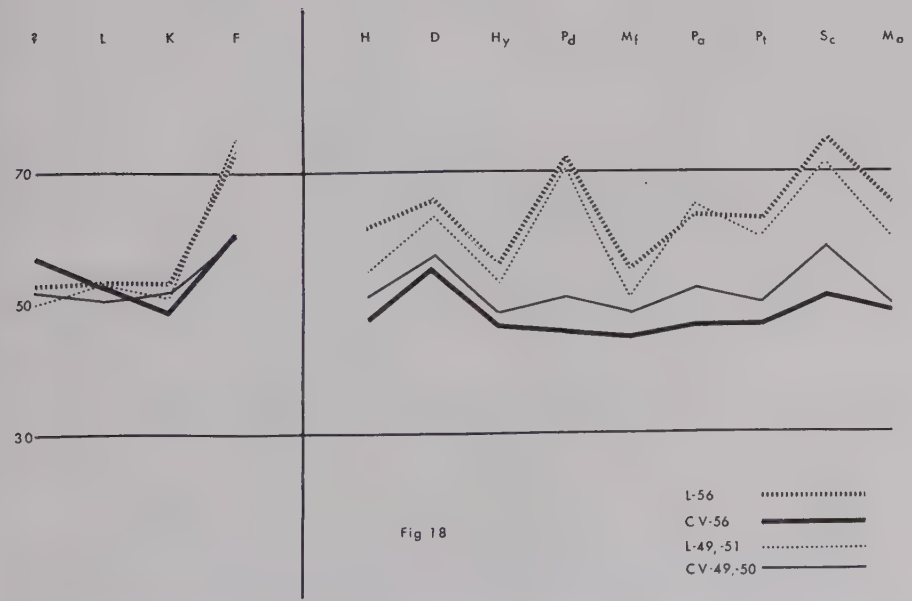


Fig. 18. MMPI, Lövsta$_{56}$, C.V.$_{-56}$ i jämförelse med tidigare grupper från samma skola.

Tabell 130

M M P I, Lövsta y 49—51/1956

	Validitetsskalor				Kliniska skalor								
	?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
(N = 71) M_{49-51} =	30,10	4,90	13,30	13,70	13,20	22,00	17,80	27,70	21,20	13,10	27,90	33,80	20,80
σ =	44,10	2,35	4,52	8,40	4,24	4,52	5,34	5,38	5,11	4,87	7,11	10,70	5,50
(N = 35) M_{56} =	41,10	5,10	14,20	13,00	15,80	23,30	20,00	28,40	22,90	12,50	29,50	35,80	23,20
σ =	42,17	2,90	7,28	6,00	5,66	6,16	6,25	6,00	6,16	4,69	7,07	9,54	4,36
D =	— 11,00	— 0,20	— 0,90	+ 0,70	— 2,60	— 1,30	— 2,20	— 0,70	— 1,70	+ 0,60	— 1,60	— 2,00	— 2,40
df = 104 t =	1,23	0,35	0,66	0,49	2,37	1,10	1,76	0,58	1,37	0,60	1,08	0,96	2,41
df = 100 t =	1,66	0,68	0,68	0,68	2,36	1,66	1,66	0,68	1,66	0,68	1,66	0,68	2,36
P =	0,10	0,50	0,50	0,50	0,02	0,10	0,10	0,50	0,10	0,50	0,10	0,50	0,02
sign. nivå:	0	0	0	0	s	0	0	0	0	0	0	0	s

Tabell 131

M M P I, C.V.-skolan 49—50/1956

		Validitetsskalor				Kliniska skalor								
		?	L	K	F	Hs	D	Hy	Pd	Mf	Pa	Pt	Sc	Ma
(N = 72)	M_{49-50} =	35,70	4,20	13,40	7,10	11,70	19,60	15,80	19,30	19,60	8,70	23,00	26,80	16,90
	σ =	30,00	2,60	5,80	6,00	3,60	4,10	4,00	6,78	4,00	2,60	5,66	7,14	3,87
(N = 35)	M_{56} =	53,80	4,80	11,60	7,20	10,10	18,70	14,60	16,90	17,70	6,80	21,30	22,80	16,30
	σ =	61,46	2,66	4,70	8,19	4,12	4,46	5,96	5,07	3,75	4,05	6,64	7,95	4,30
	D =	− 18,10	− 0,60	+ 1,80	− 0,10	+ 1,60	+ 0,90	+ 1,20	+ 2,40	+ 1,90	+ 1,90	+ 1,70	+ 4,00	+ 0,60
df = 105	t =	1,63	1,09	1,70	0,06	1,94	0,99	1,06	2,01	2,39	2,52	1,28	2,49	0,69
df = 100	t =	1,66	1,66	1,66	0,68	1,66	1,66	1,66	1,98	2,36	2,36	1,66	2,36	0,68
	P =	0,10	0,10	0,10	0,50	0,10	0,10	0,10	0,05	0,02	0,02	0,10	0,02	0,50
sign. nivå:		0	0	0	0	0	0	0	(s)	s	s	0	s	0

Av tabellerna (130 och 131) framgår, att ingen starkt signifikant differens (S) uppkommer mellan grupperna i någondera kategorien, men att två differenser, signifikanta på 2 %-nivån, uppkommo mellan Lövsta-materialen från de olika tidpunkterna. De gå båda i den riktningen, att avvikelserna åt abnormhållet äro *större* i de senare materialen. Övriga differenser äro insignifikanta. Mellan materialen från C.V.-skolan blevo tre differenser signifikanta på 2 %-nivån, och en på 5 %-nivån. De gå alla i den riktningen, att avvikelserna åt abnormhållet äro *mindre* än tidigare år. Differenserna mellan Lövsta y och C.V.-skolan ha sålunda skärpts något i de senare undersökta grupperna jämfört med de tidigare undersökta. Av fig. 18 framgå dessa tendenser tydligt. Differenserna äro icke starkt signifikanta mellan grupper från *samma* skola, undersökta vid olika tidpunkt, men genom att de i Lövsta- resp. C.V.-gruppen gå åt *olika* håll, ha differenserna mellan sistnämnda grupper från år 1956 accentuerats.

I Ord-associationstestet utföllo jämförelserna sålunda (tabell 132 och 133):

Tabell 132

Ord-associationstestet, Lövsta 49—51/1956

		1	2	3	4	5	6
(N = 71)	M_{49-51} =	4,77	41,50	13,10	3,66	3,65	4,49
	σ =	3,59	13,70	6,65	6,55	5,96	8,93
(N = 35)	M_{56} =	4,87	45,63	12,63	5,86	5,09	3,46
	σ =	2,63	5,93	4,50	10,34	4,86	2,89
	D =	— 0,10	— 4,13	+ 0,47	— 2,20	— 1,44	+ 1,03
df = 104	t =	0,16	2,14	0,42	1,14	1,32	0,88
df = 100	t =	0,68	1,98	0,68	1,66	1,66	0,68
	P =	0,50	0,05	0,50	0,10	0,10	0,50
Sign. nivå:		0	(s)	0	0	0	0

Tabell 133

Ord-associationstestet, C.V.-skolan 49—50/1956

		1	2	3	4	5	6
(N = 68)	M_{49-50} =	3,29	47,40	20,40	1,10	1,54	1,59
	σ =	2,39	7,40	6,99	2,41	1,54	3,59
(N = 35)	M_{56} =	3,92	48,30	17,10	1,90	2,40	1,50
	σ =	1,60	1,60	6,80	2,60	2,40	2,40
	D =	— 0,63	— 0,90	+ 3,30	— 0,80	— 0,86	+ 0,09
df = 101	t =	1,57	0,95	2,27	1,47	1,90	0,15
df = 100	t =	1,66	0,68	1,98	1,66	1,66	0,68
	P =	0,10	0,50	0,05	0,10	0,10	0,50
sign. nivå:		0	0	(s)	0	0	0

Av tabell 132 framgår att i variabel II en svag signifikans uppträder ((s)), de övriga differenserna äro icke signifikanta. Jämförelserna i tabell 133 visa en svag signifikans ((s)) i variabel III, de övriga äro insignifikanta.

De jämförelser vi nu företagit mellan de båda grupper, som uttagits för korsvalidering, och tidigare undersökta grupper från samma skola visa, att differenserna mellan medierna av rå-värden i de variabler, som de nu medtagna instrumenten omfatta, gå i olika riktning (+ och —). Icke i något fall uppträdde en starkt signifikant differens (S), men i några fall mindre starka (s) och svagt ((s)) signifikanta differenser. I det övervägande flertalet fall voro emellertid differenserna insignifikanta.[2] På det hela taget visa sig båda kategorierna populationer från år 1956 väl jämförbara med de 5—7 år tidigare undersökta populationerna ifråga om medeltal av erhållna rå-poäng. Hur efterprövningen utfaller för instrumenten i sin helhet visas i det följande avsnittet.

METOD A

a. *Sammansatta poängtal*

De, i de nya grupperna, erhållna råvärdena omsättas nu till T-poäng enligt de tabeller, som uppgjorts på basis av tidigare samplingar, och den biseriala korrelationen mellan varje ingående variabel och kriteriet (C) beräknas på samma sätt som förut. Medeltalet ovägda T-poäng (MT) beräknas och korreleras biserialt med C. Vi få då veta hela instrumentets korrelation med kriteriet, därest någon vägning *icke* hade skett, utan variablerna alla fått ingå med lika vikt (vikttalet 1). Varje individs enskilda T-poäng multipliceras sedan med *samma* viktkoefficienter, som tidigare erhöllos (se detta Kap. 2.A), och den biseriala korrelationen (här som tidigare benämnd R_{bis}) mellan summan av de vägda T-poängen och kriteriet (C) beräknas. Denna utgör ett mått på hela instrumentets korrelation med kriteriet, om de, genom den tidigare vägningsproceduren enligt metod A, erhållna viktkoefficienterna insättas. Utfallet i alla dessa avseenden visas i tabell 134.

De biseriala korrelationerna mellan variablerna och kriteriet (C) jämföras nu med dem, som erhöllos i de ursprungliga populationerna. Koefficienterna i 3. (Exp. konfl. situationer) äro, i jämförelse med de tidigare erhållna (jfr tab. 99), denna gång lägre. Speciellt gäller detta om variabel VIII, som då erhöll r_{bis} .80 mot nu r_{bis} .36. Det reaktionssätt, som variabel VIII indikerar, »avstående» från att reagera på det

[2] Gäller för båda kategorierna även ifråga om AGT.

Tabell 134

Bi-seriala korrelationer, Lövsta y 1956 + C.V.-skolan 1956

3. Experimentella konfliktsituationer		5. MMPI		6. Ord-associationstestet	
variabel	C	variabel	C	variabel	C
	r_{bis}		r_{bis}		r_{bis}
IV	.42	F	.66	1. R-tid	.25
V	.27	D	.49	2. + -rep.	.28
VI	.25	Pd	.87	3. pop. svar	.45
VII	.23	Pa	.70	4. multi-reakt.	.28
VIII	.36	Sc	.75	5. »close»-reakt.	.39
		Ma	.79	6. »dist.»-reakt.	.58
MT	.38	MT	.83	MT	.66
Hela instrumentet, vägda T-poäng	R_{bis} .38		R_{bis} .96		R_{bis} .63

instruerade sättet när platta 10 bjöds, har denna gång inte alls visat sig i samma utsträckning i Lövsta-gruppen som tidigare. I 5. (MMPI) däremot äro de biseriala korrelationerna med C denna gång högre (jfr tab. 109). Jämföras slutligen korrelationerna i Ord-associationstestet (jfr tab. 114), äro de i båda fallen av samma storleksordning.

Vi jämföra nu medeltalet av ovägda T-poängs (MT) biseriala korrelation med C i båda fallen. För instrument 3. (jfr tab. 99) blevo de .67 resp. .38. Här har en avsevärd *sänkning* inträffat vid korsvalideringen. För nästa 5. (jfr tab. 109) blevo de .63 resp. .83. Här har en *höjning* istället skett i det senare fallet. I instrument 6. slutligen, blev koefficienten tidigare (jfr tab. 114) .65 mot nu .66. Koefficienterna äro nära *identiska*. För instrument 3. har genomgående en *sänkning* skett av de nu jämförda koefficienterna, för instrument 5. har däremot en *höjning* inträffat, och för 6. är läget i dessa avseenden *status quo*.

Avgörande för en bedömning av hur försöket till korsvalidering utfallit på detta stadium, när de olika instrumenten hållits isär, är emellertid en jämförelse mellan de nu erhållna R_{bis}-koefficienterna och de tidigare uppkomna. I instrument 3. erhölls då R_{bis} .80 mot nu .38, *sänkningen* är avsevärd. För 5. blev R_{bis} förra gången .81 mot nu .96.

Här har istället en *höjning* inträffat. För instrument 6. slutligen blev R_{bis} då .70 mot nu .63, dvs en viss sänkning har skett.

Låt oss då se vad vägningen med de tidigare erhållna vikttalen har åstadkommit i 1956-årsmaterialet. I 3. överensstämma MT och R_{bis} helt, dvs medeltalet av de ovägda (eller rättare: med vikttalet 1 vägda) T-poängen ger samma grad av korrelation med C som de vägda poängtalen. I 5. har en höjning av koefficienten inträffat i och med vägningen, och i 6. äro de båda koefficienterna av samma storleksordning. Hos de tre instrumenten är det således endast i ett (MMPI), som man vinner något på en vägning. För de båda andra är det tydligen likgiltigt, om man adderar T-poängen och dividerar med antalet ingående variabler eller använder de vägda T-poängen som uttryck för de sammansatta poängtalen.

Nu är det fördenskull icke säkert, att dessa förhållanden inträffat, därest vi haft en större population att tillgå för korsvalidering än de använda 70 individerna, eller om vi haft *andra* grupper från respektive skola tillgängliga i omedelbar anslutning till dem, som ingingo i de ursprungliga populationerna. Slutsatserna få emellertid begränsas till att gälla de material, som vi haft tillfälle att undersöka.

Resultatet av efterprövningen blir alltså följande: *för ett av instrumenten (3.) ha differenserna mellan grupperna väsentligt utjämnats, för ett annat (5.) ha de skärpts, och för det återstående (6.) har läget blivit ungefär oförändrat.* Detta gäller de sammansatta poängtalen enligt Metod A. Vi övergå så att behandla resultaten av efterprövningen på samma sätt som tidigare för att erhålla ett index.

b. *Index*

Vid konstruktion av ett index enl. Metod A erhöllos i den ursprungliga populationen tre regressionsvikter. De sammansatta poängtalen multipliceras nu med *samma tre vikttal*, och summan av de vägda sammansatta poängtalen bilda nu som förut vårt index. Detta blev:

Lövsta	(N = 35)	M = 61,74	σ = 4,24
C.V.-skolan	(N = 35)	M = 51,20	σ = 4,47

Beräknas som förut den biseriala korrelationen mellan index och kriterium erhålles

$$R_{bis} = .97 \quad [.9694]$$

R_{bis} mellan index och kriterium blir här obetydligt lägre än i de ursprungliga populationerna. Det oväntat höga värdet beror här liksom i de ursprungliga grupperna sannolikt på, att fördelningen av index i den sammansatta populationen är bimodal.

METOD B

a. *Sammansatta poängtal*

Liksom tidigare sättas nu poängtalen 0 och 1 i varje variabel med hänsyn till på vilken sida om den förut medelst χ^2 erhållna gränslinjen råvärdet faller. Variablerna sammanslås, och ett sammansatt poängtal erhålles. I de nya grupperna blevo dessa för de tre använda instrumenten:

Instrument	*Lövsta*		*C.V.-skolan*	
3.	M = 1,51	σ = 1,67	M = 0,89	σ = 0,93
5.	M = 3,94	σ = 2,18	M = 0,86	σ = 1,17
6.	M = 3,57	σ = 1,05	M = 2,14	σ = 0,38

Differensen mellan medierna i 3. är icke signifikant, D = 0,62; df = 68; t = 1,89; P > 0,05. I 5. däremot signifikant, D = 3,08; df = 68; t = 7,26; P < 0,01 och likaså i 6. D = 1,43; df = 68; t = 5,22; P < 0,01.[1]

De biseriala korrelationerna mellan de sammansatta poängtalen och kriteriet (C) bli då:

Instrument	R_{bis}
3.	.42 [.4168]
5.	.83 [.8288]
6.	.67 [.6692]

Vi jämföra nu dessa koefficienter med dem, som erhöllos enligt Metod A (jfr tabell 134). I 3. erhölls då .38 mot nu .42; i 5. .96 mot nu .83 och i 6. .63 mot .63 denna gång. Största skillnaden är i 5. (MMPI), där koefficienten nu blir lägre. De andra två bli denna gång obetydligt högre än i Metod A. Den inträffade sänkningen av koefficienten i instrument 5. torde knappast kompenseras av de obetydliga höjningarna i de två andra instrumenten.

b. *Index*

Vårt index enligt Metod B erhålles, nu som tidigare, genom att de sammansatta poängtalen summeras. Låt oss då se, hur utfallet blir i de grupper, som uttagits för korsvalidering. Medelvärdet av index blir nu:

		$\overline{M}$	σ
Lövsta	(N = 35)	9,029	2,79
C.V.-skolan	(N = 35)	3,886	2,15

Signifikansanalys av differensen mellan medierna ger:

D = 5,143; t = 8,50; df = 68; P < 0,01

[1] Om signifikansanalys med t-testet gäller, vad som tidigare sagts, att endast approximativa resultat erhållas, när fördelningskurvorna äro så avvikande från normalitet, som här är fallet.

Differensen mellan medierna i de nya grupperna är starkt signifikant. Uttryckes sambandet mellan uppnått indexvärde och grupptillhörighet i en biserial korrelationskoefficient erhålles:

$$R_{bis} = .90 \ [.9006]$$

R_{bis} blev alltså denna gång obetydligt lägre än i de ursprungliga populationerna (.92), och det kan alltså sägas, att denna korsvalidering visat, *att index enligt Metod B i stort sett differentierar på samma sätt som tidigare.*

5. Jämförelser mellan Metod A och B

För att få en överblick av resultaten enligt de båda metoderna A och B göra vi nu följande uppställning, där R_{bis} är måttet på skalornas korrelation med kriteriet (C) i fråga om sammansatta poängtal och index, såväl i de ursprungliga som i de år 1956 uttagna grupperna.

Ursprungliga grupper

a. *Sammansatta poängtal*	*Metod A*	*Metod B*
Instrument	R_{bis}	R_{bis}
1	.64	.68
2	.70	.67
3	.80	.72
4	.42	.47
5	.81	.69
6	.70	.74
b. *Index* (3, 5, 6)	1.01	.92

Korsvalidering (1956)

a. *Sammansatta poängtal*	*Metod A*	*Metod B*
Instrument	R_{bis}	R_{bis}
3	.38	.42
5	.96	.83
6	.63	.67
b. *Index* (3, 5, 6)	.97	.90

Jämföras A- och B-metoderna med avseende på bi-seriala korrelationer mellan index och kriterium framgår det, att Metod B ger numeriskt lägre korrelationer med (C), såväl i de ursprungliga som i de

senare uttagna grupperna. Se vi på de bi-seriala korrelationerna mellan sammansatta poängtal och (C), så visar det sig, att skillnaderna mellan koefficienterna enligt A och B äro obetydliga. Emedan z-transformationen inte kan användas vid biserialt r, kan medelvärdena av de 6 koefficienterna icke beräknas på vanligt sätt (McNemar 1955, s. 195). Inspektion av de båda serierna av koefficienter synes emellertid ge vid handen, att de instrument, vars sammansatta poängtal ge höga koefficienter enligt A (3 och 5), ge lägre enligt B-metoden, men att också några lägre koefficienter i A bli högre i B.

Jämförelserna mellan metoderna leda till den slutsatsen, att korrelationerna mellan *Index (B) och (C) bli lägre* än mellan *Index (A) och (C),* men att de sammansatta poängtalen ge bi-seriala korrelationer med (C), som äro *av samma storleksordning för båda metoderna.*

På grund av vad som framkommit vid jämförelserna vilja vi icke utdöma B-metoden, trots att den i fråga om index icke ger fullt lika höga korrelationer med kriteriet, som vad Metod A gör. Metod B kommer därför även att medtagas vid den fortsatta analysen. Vi undersöka nu, hur de båda metoderna korrelera inbördes.

Korrelationerna mellan index A och index B bli i de ursprungliga grupperna:

Lövsta	(N = 47)	$r_{AB} = .76$
Sundbo	(N = 43)	$r_{AB} = .84$
C.V.-skolan	(N = 51)	$r_{AB} = .74$

I de båda vanartsgrupperna sammanslagna blir r_{AB}

Lövsta + Sundbo (N = 90), $r_{AB} = .81$, och i den sammanslagna gruppen Lövsta + C.V.:

Lövsta + C.V. (N = 98), $r_{AB} = .89$ och slutligen i hela materialet:

Lövsta + Sundbo + C.V. (N = 141), $r_{AB} = .85$.

I betraktande av att varken index A eller index B kunna antagas vara fullt reliabla mått, måste korrelationerna mellan erhållna index enligt de båda metoderna betraktas som relativt höga. Detta är ännu ett skäl för att icke gå ifrån B-metoden på undersökningarnas nuvarande stadium.

6. Skalornas validitet

Bestämning av skalornas validitet fordrar kännedom om såväl deras reliabilitet som, om möjligt, reliabiliteten hos det kriterium, som användes. Reliabiliteten hos kriteriet, här lika med tillhörigheten till endera av de kontrasterade grupperna, kan icke bestämmas. Detta

sammansatta kriterium är beroende av en mångfald faktorer, som resulterat i att en individ hänförts till den institutionaliserade gruppen eller till normalgruppen. De faktorer, som varit de utslagsgivande för avskiljandet till den förstnämnda gruppen, äro snarare sådana som ha med vanart än med graden av psykisk abnormitet att göra. Trots de bristfälligheter vårt kriterium sålunda är behäftat med, ha vi ansett det vara det enda möjliga att använda för lösandet av de uppställda problemen. Kriteriet kan dock inte gärna anses vara sämre än många andra, som kommit till användning vid utnyttjande av kontrastgrupptekniken.

Vid undersökning av instrumentens reliabilitet framkom det, att en del av de ingående variablerna sannolikt hade låg grad av homogenitet. Detta leder till lägre reliabilitet än om mer homogena variabler kunnat användas. I vissa variabler hade speciellt normalgruppen låg spridning, dvs. hög grad av homogenitet. Detta leder till lägre reliabilitet än om gruppen, under i övrigt lika omständigheter, varit mera heterogen med avseende på den genom variabeln mätta funktionen.

Dessa förhållanden leda till, att skalornas validitet endast kan bestämmas approximativt. Bristfälligheterna i kriteriet böra leda till lägre validitetskoefficienter än de, som kunnat erhållas, därest vi haft tillgång till ett perfekt kriterium. Hade våra variabler varit mer homogena, borde högre reliabilitetskoefficienter ha erhållits. Emedan validitetskoefficienten alltid måste bli mindre än reliabilitetsindex (kvadratroten ur reliabilitetskoefficienten), sätter reliabilitetskoefficienten en gräns för validiteten (Gulliksen, 1950, s. 23, jfr Garrett, 1953, s. 341).

Vi undersöka nu först skalornas validitet med hänsyn till de funna reliabilitetskoefficienterna. Där en reliabilitetskoefficient för hela instrumentet kunnat beräknas, användes denna, där så icke varit fallet, en uppskattad genomsnittskoefficient för hela instrumentet via z-funktionen. Den senare bör i varje fall icke ge högre värden än en koefficient avseende hela instrumentet, enär den senare bygger på fler item, än vad de enskilda variablerna innehålla.

Instrument	*Reliabilitetsindex*	*Metod A* R_{bis}	*Metod B* R_{bis}
1.	> .95	.64	.68
2.	> .80	.70	.67
3.	> .80	.80	.72
4.	> .90	.42	.47
5.	> .85	.81	.69
6.	> .75	.70	.74

Av uppställningen framgår att R_{bis}, på grund av slumpdifferensernas ackumulation, icke i något enda fall blivit högre än reliabilitetsindex, approximativt beräknat på angivet sätt. R_{bis} i (3.) når dock upp till den kritiska gränsen. Med hänsyn till instrumentens reliabilitet har således inget värde på R_{bis} blivit högre än det, som kan teoretiskt gälla som det maximala.

Vi övergå nu till att behandla resultaten av korsvalideringen. Instrument 1. och 2. ha icke korsvaliderats. Med hänsyn till resultaten i de yngre grupperna (10—15 åringarna) är det emellertid föga troligt, att värdena på R_{bis} vid en efterprövning skulle bli *väsentligt* lägre än de nu erhållna. Reliabiliteten är dessutom tillfredsställande. Validiteten för 4. (BPI) kan anges till c:a .40. En korsvalidering hade sannolikt icke väsentligt ändrat siffran. Av de tre efterprövade instrumenten kom det första (3.) upp till ett R_{bis} av .38 enligt Metod A och .42 enligt Metod B. Validitetskoefficienten kan således anges till c:a .40. 5. (MMPI) kom nu upp till .96 mot .81 förra gången. Dess validitet kan således anges till c:a .80. Instrument 6 slutligen fick nu .63 resp. .67 mot .70 och .74 förra gången. Dess validitet kan således anges till c:a .65. Sammanfattas detta grova försök till bestämning av validitetskoefficienterna erhålles:

Instrument	*Validitetskoefficient*	
1.	c:a .65	ej korsvaliderade
2.	c:a .65	ej korsvaliderade
3.	c:a .40	
4.	c:a .40	ej korsvaliderat
5.	c:a .80	
6.	c:a .65	

En uppskattning av validiteten hos index enl. metoderna A och B med hänsyn till reliabiliteten hos ingående variabler och till korsvalideringen ger en antydan om, att det är osannolikt, att det överstiger .80. De höga R_{bis}-värdena äro förknippade med fördelningarnas bimodala form för den sammansatta populationen enl. såväl Metod A som Metod B.

Detta försök till uppskattning av instrumentens validitet gäller, om vi kontrastera Lövsta-gruppen mot vår här använda normalgrupp. Denna normalgrupp är likvärdig med Lövsta-gruppen i fråga om ålder, tidigare skolunderbyggnad och socialgruppstillhörighet, men den intellektuella prestationen, mätt med det använda grupptestet, ger signifikant högre medelvärde i normalgruppen, ett medelvärde, som dock ligger under det, som en helt osovrad grupp ur normalbefolkningen i motsvarande åldrar kan väntas uppnå med hänsyn till data, som

standardiseringen av testet bygger på. *Meddelade validitetskoefficienter gälla alltså i förhållande till en normalgrupp, som i varje fall icke ligger över genomsnittet för befolkningen i aktuella åldersgrupper ifråga om poäng i grupptestet (AGT).*

De erhållna skalorna, såväl sammansatta poängtal som index, korrelerade oftast negativt med grupptestet, innebärande samgång mellan låga poäng i AGT och höga i skalorna, och vice versa. Om vi göra det hypotetiska antagandet, att vi i stället för den använda normalgruppen hade haft tillgång till en grupp med samma fördelning av poäng i AGT som Lövstagruppen, vilka validitetskoefficienter hade då erhållits?

En lösning av problemet med hjälp av partial korrelationsanalys förutsätter ett antagande om lineära regressionsförhållanden hos de data, vilka korrelationskoefficienterna bygga på (Garret 1953 s. 419, McNemar 1955 s. 166). Då detta antagande ej är giltigt här (bl. a. är endast en koefficient Pearson — r, de två andra äro biseriala koefficienter), måste vi förfara på annat sätt. Ur den population Lövsta och C.V.-skoleelever, som legat till grund för konstruktion av index, tagas två grupper (en från vardera skolan), som ligga på så nära lika genomsnittlig nivå i AGT som förhållandena medgiva och med de ursprungliga relationerna mellan skolornas standarddeviationer om möjligt bibehållna. Om vi från Lövstagruppen taga bort de 15 individerna med de *lägsta* poängtalen i AGT och från C.V.-skolegruppen taga bort de 15, som ha de *högsta* poängen i AGT, erhållas dessa två grupper:

Lövsta (N = 32)	C.V.-skolan (N = 36)
AGT	*AGT*
M = 51,03	M = 50,08
σ = 8,22	σ = 6,88

Differensen mellan medierna blir då 0,95 T-poäng och går i den riktningen, att Lövsta-gruppen har fått numeriskt högre genomsnittspoäng.

I den så erhållna populationen (N = 68) beräkna vi nu den biseriala korrelationen mellan Index A och kriteriet och erhålla då:

$$R_{bis} = .95 \ [.9522]$$

Vid konstanthållande av prestationen i AGT uppkommer således en koefficient, som är något lägre än den, som erhölls i de ursprungliga grupperna. På samma sätt beräknas nu korrelationen mellan Index B och kriteriet, varvid erhålles:

$$P_{bis} = .89 \ [.8893]$$

Även denna har krympts något i förhållande till den, som erhölls tidigare.

Dessa koefficienter gälla, om de ursprungliga grupperna göras likvärda med avseende på genomsnittsprestation i AGT. Hur förhåller det sig då med 1956-årsgrupperna? Låt oss undersöka detta.

I de båda grupper, som uttagits för korsvalidering, tagas de bort, som i Lövsta-gruppen uppnått de *lägsta* och i C.V.-skolegruppen de *högsta* poängtalen i AGT. Om 14 st. ur vardera gruppen uteslutas, erhålles följande resultat i AGT:

Lövsta (N = 21)	C.V.-skolan (N = 21)
AGT	*AGT*
M = 49,48	M = 49,29
σ = 7,20	σ = 4,22

Här har som förut, genom den företagna operationen, C.V.-skolan fått den numeriskt lägsta genomsnittspoängen i AGT.

Vi beräkna den biseriala korrelationen mellan Index A och (C). Den blir:

$$R_{bis} = .93 \ [.9318]$$

Koefficienten har även nu sjunkit något i förhållande till den, som erhölls innan grupperna gjordes likvärda ifråga om intellektuell prestationsförmåga, mätt med det omvända grupptestet, men den måste fortfarande betecknas som hög.

Vi beräkna nu på samma sätt korrelationen mellan index B och (C):

$$R_{bis} = .83 \ [8331]$$

Även denna koefficient har blivit lägre än den, som erhölls innan grupperna gjorts jämförbara ifråga om genomsnittligt poängtal i AGT.

Den senast utförda analysen visar således, att om yttergrupperna göras likvärda med avseende på intellektuell prestation, sjunka de tidigare erhållna biseriala korrelationerna något. Detta gäller såväl Index A som Index B i både de ursprungliga och i de år 1956 uttagna grupperna.

Vilken betydelse ha nu dessa förhållanden med avseende på validitetsfrågan? Ja, det är tydligt, att *om* man med de konstruerade skalorna vill mäta graden av avvikelse från normalitet med en normalgrupp liknande den, som C.V.-skolan representerar som referensgrupp (och där intelligensprestationen i varje fall icke ligger över genomsnittet för normalbefolkningen), så inverka ej de senast utförda analyserna på validiteten hos instrumenten. Menar man å andra sidan, att vi endast skola mäta den grad av avvikelse, som är oberoende av den intellektuella prestationen, då måste hänsyn tagas till de senast meddelade resultaten. De förut uppskattade validitetskoefficienterna få då sänkas med hänsyn till den inverkan, som utjämningen i intelligenshänseende

visat sig ha på de biseriala korrelationskoefficienterna. En sådan användning av begreppet normalgrupp är dock mera ovanlig inom den differentiella psykologien. Sänkningen av koefficienterna är icke heller av den storleksordningen, att instrumentens validitet blir avsevärt lägre, om i intelligenshänseende likvärda grupper kontrasteras.

Det försök till uppskattning av skalornas validitet, som nu genomförts, gäller givetvis under förutsättning av, att vi kontrastera två grupper av det slag, som här kallats »yttergrupper», och där den ena varit institutionaliserad och den andra vistats i frihet ute i samhället. I vad mån institutionaliseringen i och för sig givit upphov till höga poäng i skalorna, kan inte avgöras på undersökningarnas nuvarande stadium. Det avgörande provet på skalornas validitet i denna mening blir att, som tidigare antytts, gå igenom en så stor grupp av normalbefolkningen i aktuella åldrar, att sannolikheten talar för, att en tillräckligt stor grupp av individer med personlighetsavvikelser av antytt slag kan tänkas rymmas inom densamma. En follow-up-undersökning av hela denna population kan då ge en uppfattning om skalornas validitet i denna mening och oberoende av den inverkan på nivå-värdena, som institutionaliseringen kan tänkas ha.

Kapitel IX

NIVÅVÄRDENAS SAMBAND MED BAKGRUNDSDATA OCH PERSONSKATTNINGAR

De skalor för individuell nivåbestämning vi nu ha konstruerat, möjliggöra undersökningar av samvariationer mellan nivåvärden och andra tillgängliga data. *Nivåvärdena utgöras då antingen av sammansatta poängtal eller av index*, beräknade enligt Metod A eller enligt Metod B. Samvariationer mellan enskilda variabler och t. ex. bakgrundsdata gå vi av utrymmesskäl icke in på, ehuru detta i vissa fall skulle kunna ha varit av intresse. Index enligt såväl Metod A som Metod B appliceras. Däremot komma sammansatta poängtal endast på basis av Metod A att användas. Skälet härtill är tvåfaldigt. För det första skulle denna genomgående dubbla redovisning avsevärt tynga framställningen, för det andra äro de kurvor, som de sammansatta poängtalen enligt Metod B ge upphov till, icke väl lämpade för finstatistisk behandling. Kurvorna, avseende Index enl. B, äro då mera lämpade härför. Jämförelser mellan Metod A och Metod B göras därför i fortsättningen endast på Index-nivån.

1. Nivåvärden och bakgrundsdata

Bakgrundsdata, vilkas samvariationer med nivåvärdena vi nu skola undersöka, äro de som tidigare uttagits (Se Kap. VI, tabell 8, s. 113) och tabulerats med code nr 2, 3, 4 etc. Av de 27 uttagna faktorerna, som röra bakgrundsdata, böra vissa medtagas vid den fortsatta analysen. Flera falla utan vidare bort, därför att antalet individer under den beteckning, som faktorn avser, är så ringa, att korrelationsanalys är meningslös. Detta gäller om t. ex. 15. kroppsligt lyte, 16. diabetes, 18. enceph.-epidem. och 96. epilepsi. Procenttalet elever med någon av dessa faktorer i sin anamnes uppgår icke till 10 % i något fall i någon av grupperna. Dessa faktorer få uteslutas. Det gäller nu att av de kvarstående taga ut sådana, som ha psykologisk relevans, utan att totala antalet

faktorer blir ohanterligt stort. Urvalet bör därför begränsas till a) sådana bakgrundsdata, som givit signifikanta differenser mellan vanartsgrupperna (se tabell 8), och b) sådana data, som i tidigare vanartsundersökningar (se Kap. II) sammankopplats med vanart. Vi uttaga då följande bakgrundsdata (code nr enl. tabell 8, motivering angives enl. ovan med a el. b): 2. föräldrar skilda (b), 5. fosterhem (b), 6. barnhem (a + b), 7. ungdomsvårdsskola (a + b), 8. psyk. belastad hereditet (a + b), 9. psyk. belastad miljö (a + b), 17. skalltrauma (b), (19.) ej god social prognos[1] (a + b), 23. symptom från centrala nervsystemet (a + b), 24. nervösa rubbningar (b), 25. trots, egensinne, lynnesutbrott etc. (a + b), 33. socialgrupp III (b), 85. psykopati-diagnos (a + b). Alla dessa data äro sådana som antingen varit mer frekventa i den psykiskt abnorma vanartsgruppen i förhållande till den andra vanartsgruppen (a), eller sådana som visat högre frekvens i vanartsklientel över huvud taget än hos normalbefolkningen (b), eller sådana där båda dessa förhållanden varit rådande (a + b). Det bör ånyo påminnas om att samtliga bakgrundsdata få tolkas som »uppgift om nervösa rubbningar, skallskada etc.» (jfr kap. VI, särskilt sid. 125, not 1).

Det tillämpliga uttrycket för samvariationen är här den point-biseriala korrelationskoefficienten ($r_{p\,bis}$), eftersom uttagna bakgrundsdata, möjligen med undantag av (19) och 33, äro att anse som diskreta attribut (McNemar 1955 s. 196). För enhetlighetens skull använda vi $r_{p\,bis}$ för samtliga bakgrundsdata. (Storleken av $r_{p\,bis}$ tenderar mot lägre värden än r_{bis} för samma grupp av data, för t. ex. code nr 17. och (19.) i tabell 135 blir r_{bis} = .36 resp. .28 svarande mot $r_{p\,bis}$ på .25 resp. .20.) Nu uppstår den frågan, om vi skola använda ett ensidigt[2] eller tvåsidigt test för att undersöka signifikansnivån för erhållna korrelationskoefficienter. Hittills ha vi för samtliga signifikansanalyser använt det tvåsidiga testet. Vi ha här en situation, där det gäller att taga reda på, om de uppkomna korrelationskoefficienterna äro signifikant avvikande från vad slumpen skulle ha givit. Man vet nu genom tidigare observationer, att uttagna bakgrundsdata a) äro mer frekventa i den psykiskt abnorma vanartsgruppen än i den andra vanartsgruppen, b) att de äro mer frekventa i populationer av vanartiga än i normalbefolkningen, och att båda dessa förhållanden kunnat råda (a + b). Vidare veta vi, att båda vanartsgrupperna i genomsnitt nått högre nivåvärden i instrumenten än normalgruppen, och att, där differenser funnits mellan vanartsgrupperna, dessa gått i den riktningen, att den

[1] Vi teckna detta (19.), vilket läses som *ej 19.* och betyder dålig eller tvivelaktig social prognos eller att prognoskategori ej angivits.

[2] Genberg (1954 s. 44).

psykiskt abnorma vanartsgruppen erhållit i genomsnitt högre nivåvärden.

Ett antagande, att det råder ett positivt samband mellan förekomsten av sådana bakgrundsdata, som code-numren ange, och höga nivåvärden, är därför inte orimligt. Antagandets grad av rimlighet skall nu prövas. Med användning av det ensidiga signifikanstestet formulera vi vår forskningshypotes (H 17): *uttagna bakgrundsdata äro positivt korrelerade med nivåvärdena och med korrelationskoefficienter signifikant avvikande från noll i positiv riktning.*[3] Den statistiska hypotes, som uppställes, är nu som tidigare noll-hypotesen. Vi skola då undersöka om $r_{p\,bis}$ är signifikant avvikande från noll.[4] För att markera att vi använt oss av ensidigt test, angives probabiliteten som P/2. Signifikansnivån angives med förut använda beteckningar. Vi undersöka så korrelationerna mellan nivåvärden och bakgrundsdata för *Lövsta yrkesskola* och låta då först nivåvärdena utgöras av Index enl. Metod A och B (tabell 135).

Vi betrakta först tabell 135 med avseende på Metod A. Den uppställda hypotesens första led är här helt bekräftat. Samtliga funna korrelationer äro positiva. Det andra ledet däremot endast partiellt, nämligen för code nr 6., 17. och 25. Hypotesen är således i sin helhet bekräftad endast för dessa tre bakgrundsdata. Detta innebär, att positiva signifikanta samband föreligga mellan: »tidigare vistelse å barnhem» (6), »skalltrauma» (17) och »trots, egensinne, lynnesutbrott eller i övrigt några drag tydande på psykopati . . .» (25) å den ena sidan, och höga nivåvärden enl. Index A å den andra. Vi gå sedan till Metod B (tabell 135 högra delen). Hypotesen har med avseende på korrelationernas tecken bekräftats för 12 av 13 bakgrundsdata. I sin helhet är H 17 verifierad för code nr 6., 7., 17., 24., 25. och 33. Positiva signifikanta samband föreligga således mellan å ena sidan höga nivåvärden

---

[3] Eftersom grupperna äro små, fästa vi större avseende vid koefficientens signifikansnivå än dess storlek. »If the sample is small ... we do not ask, 'What is the value of the correlation in the universe?' but, 'Is the observed value *significant* of the existence of any correlation at all in the universe, whatever its value?' In other words, we wish to know whether the observed value could have arisen from a universe in which true correlation is zero.» Yule & Kendall (1945 s. 335).

[4] Det har föreslagits att på små grupper använda t-testet för differensen mellan M_1 och M_2 i den dichotoma variabeln i stället för medelfelsberäkning på r_{bis} eller $r_{p\,bis}$ (McNemar 1955 s. 195 och 197). Vi följa detta förslag och testa noll-hypotesen på så sätt, att en variansanalys utföres på varje par av fördelningar, som $r_{p\,bis}$ grundar sig på. t erhålles då ur uttrycket $F = t^2$ (Garrett 1953 s. 283). Denna metod är i detta fallet räknetekniskt att föredraga framför beräkning av t på vanligt sätt medelst formler för små oberoende grupper, t. ex. Garrett 1953 s. 224, formel (52) och (53).

Tabell 135

Index och bakgrundsdata, Lövsta y, (N = 47)

Metod A					Metod B				
Code nr	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:	Code nr	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:
2.	+ .11	—	—	0	2.	+ .01	—	—	0
5.	+ .08	—	—	0	5.	+ .01	—	—	0
6.	+ .29	2.03	< .02	s	6.	+ .29	2.04	< .02	s
7.	+ .12	0.82	> .10	0	7.	+ .26	1.80	< .05	(s)
8.	+ .06	—	—	0	8.	— .03	—	—	0
9.	+ .02	—	—	0	9.	+ .03	—	—	0
17.	+ .25	1.73	< .05	(s)	17.	+ .33	2.28	< .02	s
(19.)	+ .20	1.33	> .05	0	(19.)	+ .16	1.07	> .05	0
23.	+ .14	0.93	> .10	0	23.	+ .21	1.41	> .05	0
24.	+ .12	0.80	> .10	0	24.	+ .25	1.77	< .05	(s)
25.	+ .34	2.42	< .01	S	25.	+ .33	2.35	< .02	s
33.	+ .18	1.19	> .05	0	33.	+ .30	2.11	< .02	s
85.	+ .15	0.85	> .10	0	85.	+ .23	1.64	> .05	0

enl. Index B och å andra sidan bakgrundsdata: »barnhem» (6), »ungdomsvårdsskola» (7), »skalltrauma» (17), »nervösa rubbningar såsom sängvätning, nagelbitning, stamning, tic, nattskräck, aptit- eller sömnsvårigheter» (24), »trots, egensinne» etc. (25) och tillhörigheten till »socialgrupp III» (33). Hypotesen verifierades för såväl Metod A som B för bakgrundsdata med code nr 6., 17. och 25.

Detta visar, att i föreliggande material från Lövsta äro höga nivåvärden i Index enl. båda metoderna positivt associerade med »barnhem som tidigare uppväxtmiljö», »skallskador» och »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc., allt enligt uppgifterna i aktmaterialet.

De vunna resultaten hänföra sig till nivåvärden enl. Index A och Index B. Vi gå nu vidare och undersöka sambandet mellan sammansatta poängtal i de olika instrumenten och bakgrundsdata, med uppställandet av samma hypotes som förut, H 17. Om sambanden undersökas i exakt samma sample av Lövsta-elever (N = 47) som förut, erhålles tabell 136.

Beträffande instrument 3. Exp.konfl. har H 17 bekräftats med avseende på koefficienternas tecken (+) i 8 fall av 13, alltså i något mer än hälften av fallen, men i sin helhet endast för code nr 2. »föräldrar skilda». Detta låter sig svårligen förklara. Rimligare hade varit om hypotesen i sin helhet bekräftats för code nr (17), (23) och (25). Koefficienterna för dessa tre data äro näst efter den för (2) de numeriskt högsta, ehuru de icke äro signifikanta enl. de uppställda reglerna. H 17

Tabell 136

Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A, Lövsta y, (N = 47)

Code nr	3. Exp.konfl.				5. MMPI				6. Ord-ass.test.			
	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:
2.	+ .26	1.77	< .05	(s)	— .01	—	—	0	— .08	—	—	0
5.	+ .03	—	—	0	+ .08	—	—	0	+ .02	—	—	0
6.	+ .19	1.28	> .05	0	+ .16	1.13	> .05	0	+ .26	1.76	< .05	(s)
7.	— .06	—	—	0	+ .26	1.76	< .05	(s)	± .00	—	—	0
8.	— .07	—	—	0	+ .15	—	—	0	+ .36	2.61	< .01	S
9.	— .17	1.16	> .05	0	— .01	—	—	0	+ .41	3.02	< .01	S
17.	+ .22	1.51	> .05	0	+ .12	—	—	0	+ .13	—	—	0
25.	+ .15	1.01	> .05	0	+ .16	1.08	> .05	0	— .03	—	—	0
(19.)	+ .21	1.45	> .05	0	+ .08	—	—	0	— .11	—	—	0
23.	— .04	—	—	0	+ .13	—	—	0	+ .20	1.35	> .05	0
24.	+ .20	1.39	> .05	0	+ .18	1.25	> .05	0	+ .28	1.94	< .05	(s)
33.	+ .13	—	—	0	+ .06	—	—	0	+ .15	1.03	> .05	0
85.	— .15	1.02	> .05	0	+ .21	1.39	> .05	0	+ .26	1.76	< .05	(s)

Tabell 137

Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A, Lövsta y, (instrument 1—6)

Code nr	1. Reakt. (M)		2. Intravar.		3. Exp.konfl.		4. BPI		5. MMPI		6. Ord-ass.	
	(N = 39) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 39) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 68) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 49) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 69) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 68) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:
2.	+ .18	0	+ .01	0	+ .25	s	— .02	0	+ .02	0	+ .03	0
5.	— .09	0	— .09	0	+ .04	0	+ .13	0	+ .10	0	+ .04	0
6.	+ .22	0	+ .06	0	— .10	0	— .08	0	+ .17	0	+ .11	0
7.	+ .09	0	— .02	0	— .08	0	+ .10	0	+ .24	(s)	— .02	0
8.	— .02	0	+ .03	0	— .13	0	+ .02	0	+ .14	0	+ .29	S
9.	— .05	0	+ .04	0	— .22	(s)	+ .01	0	— .01	0	+ .31	S
17.	+ .11	0	+ .06	0	+ .06	0	+ .05	0	+ .21	0	+ .08	0
(19.)	+ .29	(s)	+ .26	0	+ .10	0	+ .12	0	+ .06	0	— .03	0
23.	+ .25	0	+ .06	0	+ .13	0	+ .16	0	— .02	0	— .07	0
24.	— .05	0	± .00	0	+ .01	0	+ .36	S	+ .03	0	+ .26	s
25.	+ .32	s	+ .10	0	+ .08	0	+ .10	0	+ .18	0	+ .29	s
33.	+ .14	0	+ .12	0	— .06	0	+ .11	0	+ .09	0	+ .09	0
85.	+ .02	0	+ .05	0	— .21	(s)	— .01	0	+ .23	(s)	+ .12	0

är således helt bekräftad endast för (2). I nästa instrument 5. MMPI är H 17 bekräftad med hänsyn till tecken i 11 av 13 data. I sin helhet är H 17 bekräftad endast för code nr 7, »tidigare vistelse på ungdomsvårdsskola» och visar, att elever som selegerats denna väg till Lövstaskolan uppnått signifikant högre poäng i MMPI, dvs äro mer avvikande från normalgruppen i sina resultat än övriga elever.

I instrument 6. Ord.ass.testet är H 17 till sin första del bekräftad i 9 fall av 12. H 17 är helt bekräftad i fråga om bakgrundsdata 6. »tidigare vistelse på barnhem», 8. och 9. »psykiskt belastad hereditet» och d:o »miljö», 25. »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. och 85. »psykopati». Korrelationskoefficienterna för nr 8. och 9. äro starkt signifikanta, de övriga tre svagt signifikanta. För de tre instrumenten (3, 5 och 6) har H 17 bekräftats de flesta gångerna i instrument 6.

Vi ha nu undersökt sambanden mellan Index och sammansatta poängtal å ena sidan och bakgrundsdata å andra sidan i den population Lövsta-elever, som medtagits vid konstruktion av Index.

Vi övergå nu till att testa vår hypotes (H 17) för alla 6 instrumenten på hela det tillgängliga materialet, dvs. samtliga de Lövsta-elever, som genomgått resp. instrument och vilkas elevhandlingar varit tillgängliga för uttagandet av bakgrundsdata. De funna koefficienterna ingå i tabell 137. Av utrymmesskäl är endast $r_{p\,bis}$ och signifikansnivå utsatta. För att bestämma den senare har, som tidigare, t-värdena framtagits medelst variansanalys och erhållits enl. uttrycket $t = \sqrt{F}$.

H 17 testas nu för ett instrument i sänder. Med hänsyn till korrelationskoefficienternas tecken har H 17 i instrument 1 bekräftats i 9 fall av 13 möjliga. I sin helhet däremot i endast 2 fall. Det första fallet gäller den sociala prognosen, där resultatet visar, att ett signifikant positivt samband föreligger mellan »icke god social prognos» och höga sammansatta poängtal. I det andra fallet är koefficienten signifikant på 2 %-nivån för ensidigt test och innebär ett positivt samband mellan »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. och höga poängtal. I instrument 2 bekräftas H 17 med hänsyn till tecken i 10 fall av 12 möjliga (*en* nollkorrelation), men i sin helhet icke i något enda fall. Det numeriskt högsta $r_{p\,bis}$ uppkommer mellan poängtal och social prognos. Nästa instrument (3) bekräftar H 17 med hänsyn till tecken i endast 7 fall. Helt bekräftad är hypotesen endast för code nr 2. »föräldrar skilda». I två fall, code nr 9. och 85., har resultatet utfallit i en riktning, helt motsatt den genom H 17 angivna. Det fall, där H 17 bekräftats på 2 %-nivån (code nr 2.), förlorar i betydelse genom att två svagare signifikanta korrelationer uppträtt i *motsatt* riktning mot den i H 17 förutsagda.

Instrument 4. (BPI) ger 10 pluskorrelationer av 13 möjliga. Endast för code nr 24. »nervösa rubbningar såsom sängvätning, nagelbitning, stamning, tic, nattskräck, aptit- eller sömnsvårigheter» är H 17 helt bekräftad. Positiv och starkt (S) signifikant samvariation föreligger således mellan höga poäng i BPI och positiva fynd under punkt 4. (code nr 24.) i läkarutlåtandet för intagning å ungdomsvårdsskola. För 5. (MMPI) har i 11 fall av 13, positiva korrelationer erhållits. Helt bekräftad är H 17 i två fall (code nr 7. och 85.), avseende »tidigare vistelse på ungdomsvårdsskola» resp. »psykopatidiagnos».

Vi söka nu sammanfatta och interpretera resultaten. Ehuru H 17 i majoriteten av fallen i sin helhet icke verifierats, så har det dock oftast inträffat, att sambanden gått i den väntade riktningen, innebärande positiva korrelationer. I endast två fall av samtliga prövade har det inträffat, att resultatet utfallit kontradiktoriskt i förhållande till det, som utsagts genom H 17, dvs. signifikanta negativa korrelationer. Båda fallen gällde instrument 3. Något speciellt har här inträffat, som är svårt att genomblicka.

Om vi endast beakta de bakgrundsdata, där prövningen verifierat H 17, är det för det första tydligt, att code nr 6. ofta utfallit i enlighet med hypotesen. Det skulle kunna förklaras med att de, som tidigare vistats på barnhem, vållat så speciella svårigheter från uppfostringssynpunkt, att fosterhem ej kunnat anskaffas, då hemmiljön bedömts som olämplig eller helt enkelt inte funnits till. De, som varit på barnhem och sedan kommit till ungdomsvårdsskola, kunna ha visat sig så svårhanterliga på barnhemmet, att de flyttats därifrån till, i detta fallet, Lövsta. Många av Lövsta-pojkarna, som före intagningen vistats på barnhem, komma från s. k. psykopatbarnhem. I den mån höga poäng i skalorna utmärka speciellt dessa elever är sambandet lättförklarligt. Materialet tillåter emellertid ej en prövning av detta, då barnhemmets typ ej genomgående specificerats i aktmaterialet. De, som tidigare vistats på barnhem, kunna vara sådana fall, vilka först placerats i fosterhem, sedan på barnhem, därefter eventuellt på annan uv-skola och sedan hamnat på Lövsta, m. a. o. gått den verkligt »långa vägen». Materialet är emellertid icke tillräckligt stort för att rättfärdiga uttagandet av en sådan grupp elever, varför hypotesen om denna successiva selektion t. v. får lämnas obestyrkt. Det kan därför endast fastställas, *att tidigare vistelse på barnhem har ett positivt signifikant samband med höga värden i skalorna Index A och B, och i ett fall (6. N = 47) med sammansatta poängtal.* »Tidigare vistelse på uv-skola» (7.) visar positiva signifikanta samband med Index B och med 5. MMPI (N = 47 och N = 69). Den del av Lövsta-klientelet (c:a 50 %), som förut vistats på annan uv-skola, har således signifikant högre

värden i Index B och ifråga om sammansatta poängtal i MMPI i både det större och det mindre stickprovet. Annan uv-skola kan antingen vara skolhem eller yrkesskola. Det förekommer även elever, som vistats på båda dessa slag av skolor, innan de överfördes till Lövsta yrkesskola. Några elever vid den senare skolan ha även under en tidigare period vistats på Lövsta skolhem. De ha också hänförts till kategori 7. Här, liksom ifråga om »föregående vistelse på barnhem», är materialet för litet för att tillåta ytterligare uppspjälkning. Vi få därför nöja oss med konstaterandet, *att tidigare vistelse på ungdomsvårdsskola har ett positivt signifikant samband med höga värden i Index B och MMPI.* De elever, som efter barnavårdsnämndens beslut, på främst psykiatriska indikationer, överlämnats direkt till Lövsta yrkesskola, äro sålunda enl. skalorna Index B och MMPI mindre avvikande från normalgruppen än de, som först remitterats till annan uv-skola (eller ev. tidigare passerat Lövsta skolhem) och sedan, genom den tidigare beskrivna »naturliga» selektionsprocessen, överförts till Lövsta yrkesskola. Men det skall i anslutning till detta kraftigt betonas, att det enskilda instrument det här gällde, 5. MMPI, differentierat obetydligt mellan de båda vanartskategorierna, men däremot starkt mellan dessa och normalgruppen (jfr HB!), och att MMPI också starkt bidragit till variansen i Index B. Den tidigare anstaltsvistelsen har då tydligen präglat dessa elever på ett sådant sätt, att de kommit upp till genomsnittligt högre poängtal i en skala, som visat starkare affinitet till vanart överhuvudtaget än till de speciella personlighetsavvikelser, som ansetts karakterisera Lövsta-eleverna. Ett påstående, att de elever, som gått »långa vägen» till Lövsta yrkesskola, ur vårdteknisk synvinkel många gånger innebära besvärligare problem än de direkt remitterade, skulle helt säkert icke heller motsägas av personalen på Lövsta yrkesskola. Intet av instrumenten 1—3, som differentierat mellan Lövsta och Sundbo, har något signifikant positivt samband med code nr 7. Två av dem, instrument 2. och 3. [såväl i (N = 47) som i (N = 68)], ha tvärtom negativa, ehuru icke signifikanta, korrelationer med code nr 7.

Nästa två bakgrundsdata code nr 8. och 9., avseende psykiskt belastad hereditet resp. d:o miljö, visa inga signifikanta samband på den generalisationsnivå, som utgöres av Index A och B. I endast ett enskilt instrument föreligga positiva signifikanta samband mellan code nr 8. och 9. å ena sidan och sammansatta poängtal å andra sidan. Detta gäller 6. Ord-associationstestet. I såväl den mindre (N = 47) som i den större (N = 68) gruppen äro koefficienterna signifikanta på < 1 %-nivån. De ungdomar, som ha psykiskt belastad hereditet och/eller miljö, äro således mera avvikande från normalgruppens genomsnittsresultat i

detta instrument än övriga elever på Lövsta yrkesskola. Det bör då erinras om Rapaports uttalanden om vissa formala kategoriers karaktär av patognomoniska indikatorer i detta instrument. *Positiva signifikanta samband föreligga alltså mellan psykiskt belastad hereditet och/eller miljö och höga poäng i Ord-associationstestet.*

För bakgrundsdata med code nr 17. »Skallskada» föreligga positiva signifikanta samband enl. Index A och Index B, i första fallet på 5 %-nivån och i senare fallet på 2 %-nivån. Mellan 17. och enskilda instrument däremot uppkomma ej några signifikanta korrelationer. Sambandet innebär här, att de med jakande uppgift om skallskada i anamnesen (utan närmare specifikation) ha högre nivåvärden i såväl Index A som Index B. *De, som ha förmodade skallskador, äro således mer avvikande från normalgruppen (på Index-nivån) än övriga elever från Lövsta yrkesskola.*

Code nr 23. »Symptom från centrala nervsystemet» ger inga signifikanta korrelationer på Index-nivån och ej heller med avseende på de enskilda instrumenten. De numerärt högsta $r_{p\,bis}$-koefficienterna erhållas i instrument 1., där den blev .25 och i instrument 3. (N = 47), där den uppgick till .21.

Den följande faktorn, code nr 24. »nervösa rubbningar», ger ett positivt signifikant samband med höga nivåvärden i Index B, men däremot ej i Index A. Med enskilda instrument korrelerar den positivt och signifikant i två fall, 4. BPI och 6. Ord-associationstest. En tolkning av dessa förhållanden kan innebära ett antagande, att just dessa två instrument 4. och 6. i högre grad än de övriga, trots vägningen mot »psykopati» och icke »neuros», giva utslag för tidigare neurotiskt beteende av angivet slag, ett beteende mer »covert» än »overt» (La Piere & Farnsworth, 1949 s. 76) som i code nr 25. »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. Antagandet kan förefalla rimligt, men försiktigheten bjuder, att dessa fynd i avvaktan på vidare undersökningar lämnas otolkade.

Genomgående mera entydiga resultat erhållas då för code nr 25. Denna faktor, som avser uppgifter i läk.utl. (avgivet före elevens intagning) om sådant overt och aggressivt beteende som »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc., har ofta korrelerat positivt med nivåvärdena i skalorna. Enl. Metod A erhålles $r_{p\,bis}$ .34 och enl. Metod B $r_{p\,bis}$ .33, den förra koefficienten signifikant på 1 %-nivån och den senare på < 2 %-nivån. I den mindre gruppen (N = 47) uppkommer en positiv och signifikant korrelation mellan faktorn och sammansatta poängtal i instrument 6. I de större grupperna (se tabell 137) blir det fortfarande signifikant (S) korrelation mellan faktorn och nivåvärdena i Ord-associationstestet, men också mellan faktorn och instrument 1. Med avseende

på övriga instrument ha i båda fallen (tabell 136 och 137) positiva, ehuru icke signifikanta, korrelationer uppkommit. Uppgifter om *»trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. avgivna före elevens intagning på ungdomsvårdsskola äro sålunda positivt associerade med höga nivåvärden i Index A och Index B och i två av de enskilda instrumenten (1. och 6.).* Dessa drag »trots» etc., som i läk.utlåtandet uttryckligen angivits som tydande på »psykopati», visa således enl. såväl Index A som Index B positiva korrelationer med nivåvärdena. Ehuru korrelationskoefficienterna icke äro höga, äro de likväl signifikanta för ensidigt test i första fallet på 1 %-nivån och i senare fallet på < 2 %-nivån. Med tanke på att läkarundersökningen kan ha utförts många år innan eleven undersöktes med testbatteriet är resultatet anmärkningsvärt, speciellt i betraktande av att antalet läkare, som lämnat uppgifterna, är stort (då eleverna komma till Lövsta från praktiskt taget alla delar av landet), och att därför bedömningsnormerna kunna ha skiftat betydligt.

Nästa faktor 33. »socialgrupp III» har endast givit signifikant korrelation med nivåvärden enl. Index B. Tillhörigheten till socialgrupp III, som genomgående varit överrepresenterad i olika vanartsklientel, ger således endast utslag i nämnda fall.

Vi ha så till sist code nr 85. »psykopati i diagnosen». Signifikanta positiva korrelationer erhållas icke vare sig med avseende på nivåvärden enl. Index A eller enl. Index B. Däremot bli korrelationerna positiva och signifikanta mellan faktorn (85.) och MMPI (N = 69, tab. 137) och mellan faktorn och Ord-associationstestet (N = 47, tab. 136). I ett fall (instr. 3., N = 68, tab. 137) är korrelationen signifikant men går i motsatt riktning mot den i H 17 förutsagda. Det är alldeles tydligt, att det förhållandet, *att vissa av eleverna erhållit diagnosen »psykopati» el. motsvarande* i läkarutlåtandets »sammanfattning av explorandens personlighet», *har ringa samband med nivåvärdena.* På den högsta generaliseringsnivån erhöllos inga signifikanta positiva korrelationer, för de enskilda instrumenten två sådana. Detta bör ses i relation till utfallet för code nr 25., där nämnda drag »tydande på psykopati» etc. nådde upp till korrelationskoefficienterna .34 och .33 i Index A resp. Index B, den förra signifikant på 1 %-nivån och den senare på < 2 %-nivån. Detta måste kunna tolkas så, att användningen av psykopatidiagnosen växlar med vederbörande diagnostikers inställning till psykopatibegreppet, men att där, trots detta, tecken på psykopati (code nr 25.) angivits, förekomsten av dessa är positivt korrelerad med höga nivåvärden. Jfr utfallet i tabell 11, där psykopatidiagnoserna gått ned från 85 % i det tidigare materialet till 14 % i 1956-årsmaterialet, under det att jakande uppgifter avseende code nr 25. gått upp från 76 % till 83 %! Dessa resultat visa återigen psykopatibegreppets löslighet och skiftande inne-

håll och många diagnostikers benägenhet att helt undvika detsamma, trots att förekomsten av sådana personlighetsdrag, som man ansett tyda på psykopati (25.), dock icke förnekats. Vad som tidigare sagts (se Inledningen d. a.) om olämpligheten av att söka validera instrumenten mot psykopatidiagnosen har härmed ytterligare kunnat styrkas. Om ej kontrastgruppmetoden kunnat användas för validering, så som nu skett, hade det följaktligen varit bättre att validera mot uppgifter om »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. än mot diagnosen »psykopati» el. motsvarande. *De elever i Lövstamaterialet, som erhållit diagnosen »psykopati», äro således, med hänsyn till nivåvärden i Index, inte markant avvikande från de övriga, snarare gäller detta om dem i samma material, som kännetecknats av »trots, egensinne, lynnesutbrott eller i övrigt några drag tydande på psykopati».*

Vi undersöka nu sambanden mellan nivåvärden och bakgrundsdata i *Sundbo yrkesskola* och uppställa då samma hypotes som förut, nämligen H 17. Om vi först låta nivåvärdena utgöras av Index enl. Metod A och B erhålles tabell 138[5]:

Tabell 138

Index och bakgrundsdata, Sundbo y, (N = 43)

Metod A					Metod B				
Code nr	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:	Code nr	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:
2.	−.15	—	—	0	2.	−.06	—	—	0
5.	−.01	—	—	0	5.	−.04	—	—	0
6.	+.05	—	—	0	6.	−.02	—	—	0
7.	−.01	—	—	0	7.	−.14	—	—	0
8.	+.01	—	—	0	8.	+.08	—	—	0
9.	−.08	—	—	0	9.	−.02	—	—	0
17.	±.00	—	—	0	17.	±.00	—	—	0
(19.)	+.16	—	—	0	(19.)	+.19	1.26	> .05	0
23.	—	—	—	—	23.	—	—	—	—
24.	−.19	1.21	> .05	0	24.	−.05	—	—	0
25.	−.03	—	—	0	25.	−.03	—	—	0
33.	+.10	—	—	0	33.	+.18	1.21	> .05	0
85.	−.03	—	—	0	85.	−.05	—	—	0

[5] Några korrelationer med code nr 23. kunna icke angivas, varken här eller i de följande tabellerna avseende Sundbo-skolan, emedan inga individer hänförts till den kategori, som nr 23. avser.

Bilden av sambanden mellan nivåvärden och bakgrundsdata är nu en annan än den, som erhölls i materialet från Lövsta yrkesskola. Korrelationerna äro omväxlande positiva och negativa, och ingen av dem är signifikant avvikande från noll, vare sig de erhållits medelst Metod A eller B. H 17 har sålunda icke bekräftats i något enda fall. Det har ej heller inträffat, att negativa signifikanta korrelationer erhållits i något fall.

Vi undersöka sedan samvariationen mellan sammansatta poängtal och bakgrundsdata för de enskilda instrument, som Index uppbyggts av. Populationen Sundbo-elever är här exakt densamma som den, vilken indexvärdena grundat sig på. H 17 uppställes återigen. Resultaten framgå av tabell 139:

H 17 prövas nu för ett instrument i sänder. I instrument 3. Exp. konfl. erhöllos icke några signifikanta koefficienter, vare sig positiva eller negativa. För nästa instrument 5. MMPI blir en koefficient signifikant på 5 %-nivån. Den visar ett positivt samband mellan »ej god social prognos» och höga nivåvärden i MMPI. H 17 är följaktligen här bekräftad. Det sista instrumentet 6. Ord-ass.test. korrelerar ej signifikant med något av uttagna bakgrundsdata.

I dessa tre instrument är således $r_{p\ bis}$ omväxlande positiv och negativ. Den enda signifikanta korrelationskoefficienten är den mellan »ej god social prognos» och nivåvärden i MMPI.

Tabell 139

Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A, Sundbo y, (N = 43)

Code nr	3. Exp.konfl.				5. MMPI				6. Ord-ass.test.			
	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:	$r_{p\ bis}$	t	P/2	Sign. nivå:
2.	−.23	1.53	> .05	0	−.14	—	—	0	+.13	—	—	0
5.	−.11	—	—	0	+.11	—	—	0	−.05	—	—	0
6.	−.12	—	—	0	+.19	1.25	> .05	0	−.01	—	—	0
7.	+.05	—	—	0	−.11	—	—	0	+.09	—	—	0
8.	+.08	—	—	0	−.13	—	—	0	+.15	—	—	0
9.	+.03	—	—	0	−.10	—	—	0	+.12	—	—	0
17.	+.03	—	—	0	+.11	—	—	0	−.22	1.40	> .05	0
(19.)	+.09	—	—	0	+.29	1.92	< .05	(s)	+.19	1.23	> .05	0
23.	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
24.	−.13	—	—	—	−.22	1.45	> .05	0	+.03	—	—	0
25.	+.22	1.41	> .05	0	−.23	1.48	> .05	0	+.06	—	—	0
33.	+.06	—	—	0	+.08	—	—	0	+.06	—	—	0
85.	+.16	—	—	0	−.15	—	—	0	−.05	—	—	0

Nästa steg blir att undersöka förhållandena i de grupper av Sundboelever, som överhuvudtaget genomgått de olika instrumenten och för vilka bakgrundsdata varit tillgängliga. Antalet individer, som genomgått instrument 1. och 2., och för vilka bakgrundsdata kunnat uttagas, är så ringa, att korrelationsberäkning är meningslös. Vi få därför nöja oss med att studera förhållandena beträffande instrumenten 3—6. Antalet individer, som koefficienterna bygga på, angives för varje instrument. Resultaten återfinnas i tabell 140.

Av tabell 140 framgår att inga korrelationer äro signifikanta. H 17 har sålunda icke bekräftats i något enda fall. Ej heller har det inträffat, att negativa signifikanta korrelationer uppkommit.

I Kap. VIII visades att nivåvärdena oftast korrelerade *negativt* med T-poängen i grupptestet för intelligensundersökning AGT. Detta innebar, att de elever, som uppnådde högre poäng i AGT, oftare erhöllo lägre poäng i fråga om Index och sammansatta poängtal och tvärtom. Vi undersöka nu, om det föreligger några signifikanta samband mellan T-poäng i AGT och bakgrundsdata.

Det är bekant från tidigare vanartsundersökningar, att de vanartiga i genomsnitt i intelligenstest utföra prestationer, som knappt nå upp till genomsnittet av normalbefolkningens i motsvarande åldrar. I våra egna undersökningar lågo de båda äldre vanartsgruppernas resultat i

Tabell 140

Sammansatta poängtal och bakgrundsdata, Metod A, Sundbo y, (instrument 3—6)

Code nr	3. Exp.konfl.		4. BPI		5. MMPI		6. Ord-ass.	
	(N = 49) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 70) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 70) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:	(N = 47) $r_{p\ bis}$	Sign. nivå:
2.	— .20	0	+ .12	0	— .13	0	+ .13	0
5.	— .11	0	— .19	0	+ .11	0	— .05	0
6.	— .16	0	— .18	0	+ .11	0	+ .02	0
7.	+ .03	0	+ .04	0	— .01	0	+ .07	0
8.	+ .02	0	—. 05	0	— .04	0	+ .09	0
9.	+ .01	0	+ .02	0	— .13	0	+ .08	0
17.	+ .04	0	+ .03	0	+ .09	0	— .20	0
(19.)	+ .05	0	— .06	0	+ .10	0	+ .18	0
23.	—	—	—	—	—	—	—	—
24.	— .20	0	— .07	0	— .15	0	+ .09	0
25.	+ .14	0	— .18	0	— .12	0	+ .08	0
33.	+ .07	0	— .11	0	— .05	0	+ .07	0
85.	+ .16	0	— .04	0	— .08	0	— .02	0

intelligenstestet (AGT) signifikant lägre än normalgruppens (C.V.-skolan), trots den senare gruppens likvärdighet med de förra beträffande ålder, tidigare skolutbildning och fördelning på socialgrupper. Uttagna bakgrundsdata äro sådana, som äro mer frekventa i vanartspopulationer än bland normalbefolkningen. Det finnes därför skäl att antaga, att det kan råda ett samband mellan förekomsten av vissa bakgrundsdata och låg prestation i intelligenstestet på ett sådant sätt, att de elever, som i sin »case-history» ha uppgift om t. ex. skallskada, nå lägre poängtal i grupptestet än övriga elever. Antagandets giltighet skall nu prövas. Vi använda nu som förut ett ensidigt test för signifikansen på $r_{p\,bis}$ och formulera vår forskningshypotes (H 18): *uttagna bakgrundsdata äro negativt korrelerade med T-poängen i AGT och med korrelationskoefficienter signifikant avvikande från noll i negativ riktning.* Den statistiska hypotes, som skall prövas, är som förut noll-hypotesen. Vi undersöka även nu, om $r_{p\,bis}$ är signifikant avvikande från noll medelst variansanalys. Signifikansnivån för ensidigt signifikanstest (för P/2) angives på samma sätt som förut. Erhållna point-biseriala korrelationskoefficienter jämte uppnådd signifikansnivå för båda skolorna (Lövsta y och Sundbo y) visas i tabell 141, där såväl den population, som ingått vid bestämningen av index, som hela det tillgängliga materialet finnas medtagna.

Vi studera tabell 141 först med avseende på *Lövsta yrkesskola.* H 18 har bekräftats med hänsyn till tecken (—) i 12 fall av 13 i gruppen

Tabell 141

T-poäng i AGT och bakgrundsdata, Lövsta y och Sundbo y

Code nr	Lövsta y				Sundbo y			
	(N = 47) $r_{p\,bis}$	Sign. nivå:	(N = 62) $r_{p\,bis}$	Sign. nivå:	(N = 43) $r_{p\,bis}$	Sign. nivå:	(N = 60) $r_{p\,bis}$	Sign. nivå:
2.	— .01	0	+ .05	0	+ .28	(s)	+ .07	0
5.	+ .16	0	+ .14	0	+ .15	0	+ .06	0
6.	— .10	0	— .07	0	— .08	0	— .16	0
7.	— .17	0	— .10	0	— .04	0	— .15	0
8.	— .12	0	— .04	0	— .12	0	+ .01	0
9.	— .02	0	+ .06	0	— .06	0	± .00	0
17.	— .36	S	— .27	s	— .34	S	+ .02	0
(19.)	— .15	0	— .19	0	— .10	0	— .07	0
23.	— .20	0	— .09	0	—	—	—	—
24.	— .12	0	— .07	0	+ .03	0	+ .11	0
25.	— .37	S	— .22	(s)	— .25	0	— .10	0
33.	— .27	(s)	— .08	0	— .30	(s)	+ .01	0
85.	— .35	S	— .12	0	+ .16	0	— .09	0

(N = 47) och i 10 fall av 13 i gruppen (N = 62). I sin helhet är H 18 bekräftad i 4 fall i den mindre gruppen och i 2 fall i den större gruppen. De förstnämnda gälla code nr 17., 25., 33. och 85., de två sistnämnda fallen code nr 17. och 25. Gemensamt för både den mindre och den större Lövsta-gruppen är, att uppgifter om dels »skallskador» och dels »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. korrelera negativt med uppnådda poäng i AGT. I den mindre gruppen tillkomma dessutom två signifikanta korrelationer (för code nr 33. och 85.), avseende resp. »socialgrupp III» och »psykopatidiagnos». Icke i något fall har positiva signifikanta korrelationer uppträtt och därigenom totalt gendrivit hypotesen.

Vi övergå nu till resultaten, som avse *Sundbo yrkesskola*. I gruppen (N = 43) har H 18 bekräftats med hänsyn till tecken i 8 fall av 13, i sin helhet för 3 fall avseende code nr 2., 17. och 33., i det större materialet med hänsyn till tecken i endast 5 fall av 12 (en noll-korrelation) och i sin helhet icke i något enda fall.

Vilka slutsatser kunna nu dragas av detta? Som synes äro resultaten långt ifrån entydiga. Det är betydande grad av bristande överensstämmelse mellan den större och den mindre gruppen från samma skola, och i större utsträckning gäller detta för Sundbo än för Lövsta.

Om vi först taga hänsyn till resultaten i Lövsta-materialet, så är det emellertid tydligt, att en tendens till negativa samband mellan å ena sidan »skallskador» och »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. och å andra sidan intelligenspoäng kunnat iakttagas. I Sundbo-materialet däremot äro fynden så motstridande i de båda grupperna, att några slutsatser knappast kunna göras. Möjligen kanske det bör påpekas, att två av de signifikanta korrelationerna i det mindre materialet (code nr 17. och 33.) korrespondera med motsvarande bakgrundsdata i det mindre Lövsta-materialet. Någon förklaring till varför fler signifikanta korrelationer uppträtt i de båda mindre materialen kan däremot icke lämnas, då någon medveten selektionsprincip inte varit rådande. De grupper, som använts för konstruktion av index, bestå av elever, som blivit kvar sedan övriga bortfallit på grund av ofullständig genomgång av hela testbatteriet. Orsakerna till detta, sjukdom, permission, arbetstillträdanden, avvikningar etc. ha tidigare berörts.

Det fåtal fall, där H 18 här i sin helhet bekräftats, berör sådana bakgrundsdata, vilka oftast korrelerade positivt med nivåvärdena. Variansen i intelligensvariabeln har sannolikt bidragit till de nämnda positiva korrelationerna och vice versa, vilket också kunde ha förutsagts med ledning av de tidigare (Kap. VIII) oftast funna *negativa* korrelationerna mellan intelligenspoäng och nivåvärden.

Vi sammanfatta nu huvudresultaten. Undersökningarna av sam-

variationen mellan nivåvärdena (avseende även AGT) och vissa bakgrundsdata ha i flertalet fall *icke* konfirmerat de uppställda hypoteserna (H 17 och H 18), men det har också utomordentligt sällan inträffat, att ett resultat utfallit *helt motsatt* det genom hypoteserna utsagda. Uttagna bakgrundsdatas grad av pålitlighet har tidigare berörts. Den kan för större grupper vara ganska god, ehuru den i det individuella fallet kan lämna mycket övrigt att önska. Pålitligheten bör vara större i fråga om faktiska uppgifter såsom »föräldrar skilda» eller »tidigare vistelse på barnhem» än för sådana uppgifter, som innebära viss grad av subjektiv bedömning såsom »nervösa symptom» eller »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. Mångfalden av uppgiftslämnare (läkarutlåtanden och informationskällor för dessa) innebär sannolikt, att bedömningsnormerna skiftat. Resultaten få ses i relation till nämnda förhållanden. Det kan alltså konstateras:

att i Lövsta-materialet positiva samvariationer oftast uppkommit mellan nivåvärden och »skallskador» resp. »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc;

att i samma material sådana samband ibland även uppträtt mellan nivåvärden och tidigare vistelse på »barnhem» resp. »ungdomsvårdsskola», samt i någon utsträckning också mellan nivåvärden och »psykiskt belastad hereditet» resp. d:o »miljö», samt vidare

att några positiva samvariationer, med ett undantag, icke uppkommo i Sundbo-materialet.

Det sistnämnda förhållandet tarvar en kommentar. Hade de båda vanartsgrupperna varit slumpvis dragna ur samma moderpopulation vanartiga, utan några differentierande karakteristika, så hade Sundboresultaten helt invaliderat dem, som erhöllos i Lövsta-materialet. Nu är det emellertid icke så som grupperna ha uppkommit. Åtminstone hälften av Lövsta-eleverna ha hamnat därstädes på grund av bedömningar, som gjorts med hänsyn till bl. a. nämnda bakgrundsdata. Förekomsten av dessa data i Sundbo-materialet är ju, som framgick av tabell 8, betydligt sparsammare. Redan detta kan vara en förklaring till, varför samband icke uppkommo i detta material. Karaktären hos samma bakgrundsdata kan också vara väsentligt olika. De rapporterade skallskadorna i Sundbo-materialet kunna vara sådana, som icke haft eg. traumatiserande effekt och påverkat totalpsyket, medan detta kan ha varit fallet för Lövsta-elevernas vidkommande och bl. a. varit en orsak till, varför dessa elever återfunnits därstädes. Likaså kunna uppgifter om »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. innefatta alla stadier mellan lindrigt overt beteende av detta slag till stark aggressivitet. De, som visat gravare former av sistnämnda beteende, kunna måhända oftare ha hamnat på Lövsta än på Sundbo.

Vi ha nu undersökt samvariationerna mellan nivåvärden och *enstaka* bakgrundsdata. Man kan också tänka sig, att man undersökte sambandet mellan nivåvärden och vissa *kombinationer* av bakgrundsdata. Dessa kombinationer skulle då utväljas med hänsyn till vissa hypoteser, då antalet teoretiskt möjliga kombinationer är utomordentligt stort. Det samband, som t. ex. förekomsten av flera uppväxtmiljöer, fosterhem, barnhem och uv-skola, kan tänkas ha med nivåvärdena, kunde då undersökas. En sådan undersökning kan eventuellt komma att företagas i ett senare sammanhang.

2. Nivåvärden och personskattningar

Personskattningarna utgöras av de tidigare nämnda (se Kap. VII B s. 279) subjektiva skattningarna av 12 personlighetsdrag, utförda av tre bedömare för varje elev.

Vi använda i fortsättningen termen »drag» för dessa 12 hänseenden, i vilka individerna skattats, och icke »variabel», då detta begrepp använts för de nomothetiska variabler, som definierats genom resp. undersökningsmetod, dvs. operationellt. (Jfr Ekman 1952 s. 64.)

De grafiska skalorna, med verbalt karakteriserade ändpunkter jämte fördelningar av bedömarnas skattningar, återgavs i Fig. 10 (s. 280). Vi skola nu undersöka dessa skattningars samvariationer med de olika nivåvärdena. Som tidigare nämnts (s. 282) är en ingående psykometrisk behandling av resultaten av personskattningarna knappast befogad, främst därför att yrkeslärare och annan personal på skolorna i regel ha hand om en mindre grupp elever, och antalet bedömare som en följd härav blir ganska stort. De olika bedömarnas skattningstendenser bli komplicerade att korrigera med de vanliga metoderna. En reliabilitetsbestämning av skattningarna försvåras även av det stora antalet bedömare i förhållande till antalet bedömda elever.

Blomberg (1954 s. 121) har låtit rektorer och assistenter på ungdomsvårdsskolorna bedöma eleverna i en 7-gradig skala, där 4 borde eftersträvas som medelvärde för den undersökta gruppen. Överensstämmelserna i bedömningen anses som tillfredsställande. Följande genomsnittsvärden erhöllos på interkorrelationerna mellan olika bedömare: emotionell mognad + .60, kontaktförmåga + .68, aktivitet + .53, psykisk rörlighet + .51.

Vissa bedömare kunna tämligen frikostigt ha utnyttjat skalornas ytterområden, andra däremot kunna ha hållit sig mera i mitten av skalorna. För att i någon mån korrigera dessa bedömningstendenser och samtidigt förenkla de numeriska beräkningarna undersöka vi samvaria-

tionen mellan nivåvärden och personskattningar medelst biserial korrelationsteknik. Metoden blir visserligen grov som korrelationsmått betraktat men synes i detta fall vara tillfyllest, då uppgiften närmast gäller att undersöka, *om* några signifikanta korrelationer föreligga och vilka personlighetsdrag dessa i så fall gälla.

Om fördelningarna av personskattningar (se Fig. 10) dichotomiseras på så sätt, att ett snitt lägges i den grafiska skalans mittpunkt, dvs. i klassmitten för skalvärdet 5, erhållas två grupper, varav den, som ligger till vänster om klassmitten, kan karakteriseras med den verbala beskrivningen vid skalans vänstra ändpunkt och den grupp, som ligger till höger, med beskrivningen vid den högra ändpunkten.[1]

Genom dichotomiseringen ha de enskilda skattningarnas olika variationsbredd[2] korrigerats och bedömarnas olika tendenser att utnyttja ett större eller mindre område på skalan därmed utjämnats. Emedan vi lagt snitt i kontinuerliga fördelningar (se Fig. 10) är r_{bis} det mest tillämpliga uttrycket för samvariationerna.[3]

Det mest adekvata signifikanstestet för de bi-seriala korrelationskoefficienterna är här, liksom i närmast föregående avsnitt (Kap. IX :1), ett t-test för differensen mellan M_1 och M_2. Det utföres även nu medelst variansanalys och t erhålles som kvadratroten ur F. Vi låta den vänstra delen av skattningsskalorna representera det personlighetsdrag, med vilket nivåvärdena skola korreleras.[4] Blir korrelationskoefficienten positiv, betyder det att resp. nivåvärde samvarierar i positiv riktning med det personlighetsdrag, som angivits, blir den negativ, innebär det istäl-

---

[1] Snittet kunde även ha lagts genom medianen i fördelningen. Riktigast synes emellertid här vara att lägga snittet genom skalans mittpunkt, då bedömarna å de båda skolorna instruerats att bedöma varje individ i förhållande till en referensgrupp med skalvärdet 5 som medium och med antagen normalfördelning i »draget» ifråga. Ett fåtal gånger har det inträffat, att en individ av alla tre bedömarna placerats på skalvärdet 5. Dessa fall ha slumpvis uppdelats på höger- och vänsterhalvan av skalan.

[2] Genberg (1954 s. 37).

[3] Huruvida de personlighetsdrag, som fördelningarna avses representera, äro »i verkligheten» kontinuerliga eller diskreta veta vi därmed icke. Att de äro kontinuerliga är dock sannolikare än att de icke äro det.

[4] Åtgärden är rent godtycklig. Vi kunde precis lika gärna ha valt den högra delen. Valet måste dock poängteras av hänsyn till interpretationen av koefficienternas tecken. Negativt tecken kan då tolkas som antingen frånvaro i viss utpräglingsgrad av »draget» ifråga, eller förhandenvaron av dess motsats i angiven utsträckning. Vilketdera är beroende av, om man anser bipolariteten vara i grunden ett rent nollpunktsproblem (Ekman 1952 s. 119 not 1) eller icke. Anser man det, är den förra tolkningen tillämplig, anser man det icke, den senare. Vi valde bipolära satser av hänsyn till bedömarna. Det blev lättare att instruera på det viset. Något antagande om bipolaritet eller nollpunkt har därmed icke gjorts.

let positiv samvariation med det högra ledet i motsatsparet (för ev. annan tolkning av negativa koefficienter, se not. 4). De vänstra leden i motsatsparen hade följande lydelse:[5]

1. Har ytterst svårt att finna sig i nya omständigheter.
2. Är alldeles känsloflack, oberörd, likgiltig.
3. Inåtvänd, självupptagen dagdrömmartyp, spekulativ.
4. Handlar planlöst, vänder kappan efter vinden, opportunist.
5. Reagerar långsamt och trögt.
6. Ytterst självsäker.
7. Vårdslös i detaljer, brister i noggrannhet.
8. Ytterst lättirritabel, hetsig, brusar upp vid minsta anledning (affektlabil).
9. Ytterst enveten, uthållig.
10. Socialt svåranpassad (råkar lätt i konflikt med omgivningen, svårt få kamrater).
11. Intellektuellt rörlig, begåvad.
12. Beteende och totalpsyke i allt vad man kallar fullt »normalt».

Vissa av fördelningarna i Fig. 10, speciellt de avseende Lövsta-materialet, hade en tydlig positiv eller negativ snedhet. Andra däremot voro bred- eller tvåtoppiga i Lövsta-materialet, där Sundbo-materialet visade en fördelning mer liknande normalkurvan. Den hypotesen skulle nu kunna ställas, att för de fall, där Lövsta-fördelningen visar en tydlig snedhet åt visst håll, som t. ex. i »drag» 9. (se Fig. 10), medan Sundbo-fördelningen är mer symmetrisk, kan en positiv samvariation förväntas mellan nivåvärden och skattningar av »draget» i båda elevkategorierna. En sådan hypotes skulle implicera användningen av ett ensidigt signifikanstest för r_{bis} genom att korrelationens (om sådan föreligger) riktning är angiven i hypotesen. Nu är emellertid snedheten inte framträdande i alla Lövsta-fördelningar. Där någon karakteristisk skillnad finnes mellan Lövsta- och Sundbo-fördelningarna, kan den i stället bestå i att den förra är t. ex. bi-modal, under det att den senare är uni-modal (se t. ex. »drag» 8. i Fig. 10!). Detta fordrar, att olika hypoteser uppställas, beroende på vilken form kurvorna ha. Signifikansanalys på kurvornas medelvärden medelst t-test eller ett χ^2-test »för oberoende» mellan fördelningarna har dessutom icke ansetts befogad, emedan två olika kategorier av bedömare (personalen på Lövsta- resp. Sundbo-skolan) skattat eleverna, och bedömningsnormerna därför sannolikt varit mindre enhetliga *mellan* kategorierna elever än *inom* dem.

Dessa förhållanden göra, att det är tillrådligt att nu använda tvåsidiga signifikanstest. Vi övergå därför till sådana test. Den statistiska hypotes, som skall testas, blir då som förut noll-hypotesen, vilken här utsäger att intet samband finnes mellan nivåvärden och personskattningar, eller att $M_1 = M_2$ där M_1 är det genomsnittliga nivåvärdet för populationen till vänster om skalans mittpunkt och M_2 samma värde i populationen till höger om mittpunkten. Personlighetsdragen ha valts

[5] De högra återfinnas i Fig. 10. »Drag» 1., 2., 3. etc. i de följande tabellerna betyda personlighetsdrag 1., 2., 3. etc. i förteckningen ovan och representera vänstra leden i motsatsparen i Fig. 10.

med hänsyn till väntade samband med nivåvärdena och på grundval av kliniska iakttagelser (jfr Förordet), och vår forskningshypotes (H 19) (McNemar 1955 s. 61) utsäger då, att *nivåvärden och personskattningar samvariera, eller mera strikt i detta fall,* $M_1 \neq M_2$.

Undersökas samvariationerna mellan Index A och Index B å ena sidan och personskattningar å andra sidan i Lövsta-materialet erhållas följande korrelationskoefficienter (tabell 142):

Tabell 142

Index och Personskattningar, Lövsta y, (N = 25)

Metod A					Metod B				
»Drag» nr	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	»Drag» nr	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
1.	+ .42	1.61	> .10	0	1.	+ .56	2.31	< .05	(s)
2.	— .22	.85	> .10	0	2.	— .09	—	—	0
3.	— .13	—	—	0	3.	— .28	—	—	0
4.	+ .39	1.50	> .10	0	4.	+ .53	2.14	< .05	(s)
5.	+ .41	1.54	> .10	0	5.	+ .26	—	—	0
6.	+ .31	1.17	> .10	0	6.	+ .45	1.50	> .10	0
7.	— .24	.93	> .10	0	7.	— .08	—	—	0
8.	— .14	—	—	0	8.	+ .10	—	—	0
9.	+ .07	—	—	0	9.	— .35	1.33	> .10	0
10.	+ .19	.73	> .10	0	10.	+ .28	—	—	0
11.	— .35	1.44	> .10	0	11.	— .22	—	—	0
12.	— .04	—	—	0	12.	— .23	—	—	0

H 19 prövas för vart och ett av r_{bis}-värdena.[6] Med A-metoden erhålles ingen signifikant korrelation, H 19 är alltså icke bekräftad. Med B-metoden erhållas 2 sådana på 5 %-nivån. I dessa två fall är således H 19 bekräftad. Det innebär, att positiva samband finnas mellan Index B och dels »drag» 1. »har ytterst svårt att finna sig i nya omständigheter» och dels »drag» 4. »handlar planlöst, vänder kappan efter vinden, opportunist». Enligt Metod A erhöll »drag» 1. den högsta koefficienten och »drag» 4. den näst högsta, ehuru ingendera är signifikant. Flera andra »höga» koefficienter erhöllos i A för »drag» 5., 6. och 11. och i

[6] Personskattningar utfördes å Lövsta-skolan (såväl skolhem som yrkesskola) på grupperna från 1946 och 1949, men tyvärr medhanns icke detta sommaren 1951. Index grundar sig på årskullarna 1949 och 1951 från Lövsta y. Därför har antalet individer i tabell 142 blivit så litet. Det utgör en del av det år 1949 undersökta materialet, dvs. de elever, vilka både gått igenom de instrument, som Index bygger på, och dessutom blivit föremål för skattningar.

B för »drag» 6., 9. och 10. (Principiellt diskuteras här endast de koefficienter för vilka H 19 verifierats.) Det bör anmärkas att såväl »drag» 1. som 4. avse overt beteende, närmast att hänföra till konkreta situationer, det första »draget» allmänna anpassnings- och formbarhetsfunktioner, sannolikt av betydelse för påverkningsbarhet och mottaglighet för uppfostran, men där också perseveratoriska tendenser och tecken på ixotymi kunna innefattas vid bedömningarna. I det alldeles övervägande antalet fall blev H 19 icke bekräftad.

Vi övergå till att studera sambanden mellan sammansatta poängtal och personskattningar och ställa ånyo upp H 19. Detta visas i tabell 143.[7]

Om vi granska tabell 143 för ett instrument i sänder, så har H 19 i instrument 3. bekräftats i 2 fall, i övriga 10 däremot icke. De signifikanta korrelationerna uppträda mellan nivåvärden och »drag» 8. och 9. Den första är negativ, den andra positiv. Detta innebär att positiva samvariationer föreligga mellan höga nivåvärden och bedömningarna »lugn, svår att bringa ur fattningen, irriteras ej lätt» samt »ytterst enveten, uthållig». Resultatet verkar i förstone helt förbryllande. Man hade tvärtom snarare väntat det motsatta resultatet, nämligen positiva korrelationer mellan nivåvärden i instrument 3. och »ytterst lättirritabel, hetsig, brusar upp vid minsta anledning» samt »ger fort upp, saknar all uthållighet», eftersom dessa båda senare satser, av litteraturen att döma, mera passa in på gängse beskrivningar av s. k. psykopater.

En förklaring till det oväntade fyndet är ej lätt att ge. Möjligen skulle resultatet kunna innebära, att de, som skattats som »lugna, svåra att bringa ur fattningen» etc och »ytterst envetna, uthålliga», varit sådana elever, vilka ha haft hög perseverationsbenägenhet — svårigheter att växla om från en verksamhet till en annan — snarare torpida än eretiska och med en förlångsammad motorisk reaktionsbenägenhet. En sådan symptomflora har bl. a. inrymts i begreppet bradyfreni och i Strömgrens term ixotymi. Både bradyfrenien och ixotymien har ansetts innefatta sådana personlighetsdrag, som man trott sig finna hos epileptoida personer. Tidigare genomgångna encefaliter angivas ofta som troliga orsaker till detta beteendekomplex. Bradyfreni har stundom även ansetts kännetecknas sömnsjukans följdtillstånd. Om detta resonemang är riktigt — fortsatta och fördjupade undersökningar på denna punkt få avgöra detta — skulle det innebära, att de minst »konfliktresistenta» äro de, som kännetecknas av sådana karaktärsegendomligheter, som termerna bradyfreni och ixofreni avses ge uttryck för. Ett ytterligare stöd för denna hypotes hade erhållits, om »drag» 1. varit positivt och signifikant korrelerat med nivåvärdena i instrumentet. Så var emellertid icke

[7] Vi ha icke här medtagit instrument 1. och 2. Försöken utfördes år 1946 och 1949. Majoriteten av dem, som genomgått 1. och 2. och blivit skattade, tillhör 1946-årsgruppen. De i tabell 143 redovisade tillhöra 1949-årsmaterialet. Då ej exakt samma bedömare fungerat 1946 och 1949 beroende på personalomflyttningar, ha vi, med hänsyn till jämförbarheten, ej velat medtaga instrument 1. och 2. i tabellen.

Tabell 143

Sammansatta poängtal och Personskattningar, Metod A, Lövsta y

»Drag» nr	3. Exp.konfl.				4. BPI				5. MMPI				6. Ord-ass.test			
	(N = 32) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	(N = 31) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	(N = 37) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	(N = 37) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
1.	−.01	—	—	0	+.17	—	—	0	+.21	—	—	0	+.19	—	—	0
2.	−.28	1.76	> .10	0	−.28	1.18	> .10	0	−.18	—	—	0	+.33	1.60	> .10	0
3.	−.05	—	—	0	−.45	2.01	< .10	0	−.13	—	—	0	+.07	—	—	0
4.	−.15	—	—	0	+.50	3.10	< .01	S	+.42	2.04	< .05	(s)	−.02	—	—	0
5.	+.34	1.54	> .10	0	−.27	1.18	> .10	0	−.09	—	—	0	+.42	2.49	< .02	s
6.	+.24	—	—	0	−.19	—	—	0	+.18	—	—	0	+.24	1.01	> .10	0
7.	−.29	1.26	> .10	0	+.25	—	—	0	+.20	—	—	0	−.20	—	—	0
8.	−.48	2.26	< .05	(s)	+.51	2.38	< .05	(s)	+.32	1.57	> .10	0	+.01	—	—	0
9.	+.53	2.55	< .02	s	−.10	—	—	0	+.36	1.77	< .10	0	+.11	—	—	0
10.	+.08	—	—	0	+.12	—	—	0	+.09	—	—	0	−.11	—	—	0
11.	+.07	—	—	0	+.16	—	—	0	−.33	1.48	> .10	0	+.07	—	—	0
12.	+.11	—	—	0	−.41	1.73	< .10	0	−.15	—	—	0	−.03	—	—	0

fallet. Tolkningen av resultatet får därigenom lov att ske med än högre grad av försiktighet.[8]

I nästa instrument, 4. BPI, bekräftas H 19 i två fall, i de övriga fallen däremot icke. Det första gäller 4. »handlar planlöst» etc. och det andra 8. »ytterst lättirritabel, hetsig» etc. I båda fallen är korrelationen positiv och innebär, att höga nivåvärden samvariera med »drag» 4. och 8. enligt bedömarnas skattningar. Båda »dragen» kännetecknas av att det närmast är fråga om overt beteende i främst sociala situationer.

För instrument 6. MMPI bekräftas H 19 i endast ett fall, i övriga icke. Även här kommer »drag» 3. »handlar planlöst» etc. in i bilden och innebär, att skattningar avseende detta beteende samvariera positivt med höga nivåvärden.

I det följande instrumentet, 6. Ord-ass.testet, blir H 19 bekräftad i ett fall, nämligen för »drag» 5. »reagerar långsamt och trögt». Det sannolika är här att de, som främst på grund av sina generellt långa reaktionstider i testet kommit upp till höga nivåvärden, också skattats som reagerande långsamt och trögt. Reaktionstiden ingick med den högsta regressionsvikten vid sammanvägningen av variablerna till ett nivåvärde. Detta kan förklara det funna sambandet.[9]

Vi övergå nu till att studera samvariationerna mellan nivåvärden och personskattningar i Sundbo yrkesskola och göra detta först på Index-nivån. H 19 uppställes även nu och utfallet visas i tabell 144.

Det framgår, att Index A samvarierar positivt med »drag» 1. och 8. För dessa två är alltså H 19 bekräftad. Index B ger endast en bekräftelse av H 19 i »drag» 10 »socialt svåranpassad (råkar lätt i konflikt med omgivningen, svårt få kamrater»). Ehuru överensstämmelsen mellan Metod A och B här är ringa med hänsyn till funna signifikanta samband, äro de korrelationer, som enligt den ena metoden bli de högsta, oftast också proportionellt höga enligt den andra metoden och vice

---

[8] Korrelationen med »drag» 5. »reagerar långsamt och trögt» är positiv och, ehuru icke signifikant, är den näst efter 8. och 9. den högsta. Förlångsammat reaktionsförlopp ingår också i karakteristiken av bradyfrenien och ixotymien. Detta kan i någon mån stödja vårt tolkningsförsök. Ett ytterligare stöd kan vara det faktum, som framkom i översikten av EEG-undersökningar (Kap. IV: 1 d. a.), att EEG hos s. k. psykopater, där avvikelser från normalitet kunnat konstateras, ofta gingo i den riktningen, att de liknade EEG från epileptiker och epileptoida eller ixoida personligheter.

[9] För 19 Lövsta-elever ha vi erhållit skattningar, utförda av psykiater, avseende »drag» 12. Dessa skattningsresultat ha korrelerats med nivåvärdena. De flesta korrelationer blevo negativa, innebärande samgång mellan »beteende och totalpsyke i allt vad man kallar fullt normalt» och låga nivåvärden i skalorna. Ingen korrelation var dock signifikant. Det högsta numeriska värdet —.26 erhölls med nivåvärden i MMPI.

Tabell 144

Index och Personskattningar, Sundbo y, (N = 35)

Metod A					Metod B				
»Drag» nr	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	»Drag» nr	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
1.	+ .52	2.61	< .02	s	1.	+ .40	1.93	< .10	0
2.	+ .41	2.00	< .10	0	2.	+ .33	1.57	> .10	0
3.	— .06	—	—	0	3.	+ .24	—	—	0
4.	+ .39	1.85	< .10	0	4.	+ .36	1.75	< .10	0
5.	— .22	—	—	0	5.	+ .13	—	—	0
6.	+ .06	—	—	0	6.	— .20	—	—	0
7.	+ .35	1.65	> .10	0	7.	+ .29	1.65	> .10	0
8.	+ .42	2.02	= .05	(s)	8.	+ .22	—	—	0
9.	— .15	—	—	0	9.	— .05	—	—	0
10.	+ .41	2.00	< .10	0	10.	+ .52	2.63	< .02	s
11.	— .27	1.25	> .10	0	11.	— .27	1.28	> .10	0

versa. Av de »drag», som enligt endera metoden korrelerat signifikant med nivåvärdena (1. 8. och 10.), har det första och sista klar social innebörd, i viss utsträckning kanske även nr 8.

Nästa steg blir att undersöka sambanden mellan nivåvärden och personskattningar för enskilda instrument (3—6). Detta göres återigen med utgångspunkt från den uppställda hypotesen H 19. Korrelationerna visas i tabell 145.

I instrument 3. Exp. konfl. är H 19 icke bekräftad i något enda fall, och inga korrelationer äro således signifikanta. H 19 bekräftas i 4. BPI i tre fall, »drag» 4. »handlar planlöst» etc. 7. »vårdslös i detaljer» etc. och 8. »ytterst lättirritabel» etc. Koefficienterna äro alla tre positiva och innebära samvariation mellan höga nivåvärden i instrumentet och resp. »drag». I det följande 5. MMPI är H 19 bekräftad för »drag» 4. »handlar planlöst» etc. och 7. »vårdslös i detaljer» etc. Dessa båda erhöllo likaledes signifikanta positiva korrelationer i närmast föregående instrument 4. BPI. Båda instrumenten (4. och 5.) höra till Inventorymetoderna, och då resultaten peka i samma riktning, måste de anses styrka varandra. I 6. Ord.-ass.testet slutligen, konfirmeras H 19 icke för något av »dragen». Några signifikanta samvariationer föreligga alltså icke här.

Intelligenstestens grad av tillförlitlighet, såväl beträffande reliabilitet som validitet, anses ju vara mera känd och ofta också större än många personlighetsdiagnostiska metoders. Det använda grupptestet uppfyller alla rimliga krav med hänsyn till reliabilitet och validitet. Under förutsättning att

Tabell 145

Sammansatta poängtal och Personskattningar, Metod A, Sundbo y

»Drag» nr	3. Exp.konfl.				4. BPI				5. MMPI				6. Ord-ass.test			
	(N = 35) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	(N = 30) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	(N = 35) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	(N = 35) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
1.	+ .35	1.66	> .10	0	+ .35	1.53	> .10	0	+ .42	2.01	> .05	0	+ .37	1.76	< .10	0
2.	+ .09	—	—	0	+ .13	—	—	0	+ .42	2.02	> .05	0	+ .41	2.00	< .10	0
3.	— .36	1.74	< .10	0	— .04	—	—	0	+ .15	—	—	0	+ .20	—	—	0
4.	+ .15	—	—	0	+ .48	2.19	< .05	(s)	+ .45	2.16	< .05	(s)	+ .23	—	—	0
5.	— .36	1.70	= .10	0	+ .09	—	—	0	+ .30	1.42	> .10	0	— .03	—	—	0
6.	— .07	—	—	0	— .29	1.27	> .10	0	— .03	—	—	0	+ .27	1.28	> .10	0
7.	+ .11	—	—	0	+ .57	2.67	< .02	s	+ .52	2.57	< .02	s	+ .07	—	—	0
8.	+ .29	1.36	> .10	0	+ .50	2.32	< .05	(s)	+ .27	—	—	0	+ .35	1.68	> .10	0
9.	— .11	—	—	0	— .48	1.91	< .10	0	— .31	1.29	> .10	0	+ .16	—	—	0
10.	+ .18	—	—	0	+ .25	1.10	> .10	0	+ .36	1.73	< .10	0	+ .40	1.94	> .05	0
11.	+ .01	—	—	0	— .04	—	—	0	— .37	1.77	< .10	0	— .19	—	—	0

bedömarna i detta fallet varit lika »skickliga» som andra bedömare, vilka använts vid korrelationsjämförelser mellan intelligenstestresultat och subjektiv skattning av »intelligensen» — anledning att a priori betvivla detta bör knappast finnas — böra vi nu erhålla positiva korrelationer av den storleksordning, som är vanlig i litteraturen. Med hänsyn till att personalen på uv-skolorna ofta undervisa i mera manuellt och praktiskt betonade uppgifter, kan det emellertid tänkas, att de icke haft lika goda möjligheter att bedöma »intelligensen» som de lärare, som handhaft elever i vanligt skolarbete, där framför allt den teoretiska begåvningen bedömts. Korrelationerna kunna redan med hänsyn till detta förväntas bli något lägre än de vid lärarbedömningar vanligen erhållna. De personlighetsavvikelser, som ansetts kännetecknа speciellt Lövsta-eleverna, kunna ävenledes ha försvårat bedömningarna och likaså homogeniteten i materialet med avseende på »intelligens»-variationen (individer med IQ $<$ 70 förekomma ytterst sällan och sådana med mycket höga kvoter eller poäng i utomordentligt liten utsträckning). Ofta erhållas korrelationskoefficienter mellan lärarskattningar av »intelligens» och intelligenstestresultat — IQ eller poäng av något slag — av storleksordningen .50. Med hänsyn till ovannämnda omständigheter bör koefficienten i vår undersökning knappast nå upp i den regionen. Gör den det, kan det kanske sägas, att bedömarna här varit ovanligt skickliga skattare. Denna eventuella skicklighet i skattning av den intellektuella förmågan kan då möjligen också göra sig gällande vid skattningar av de övriga elva personlighetsdragen.

Det kan icke a priori anges något skäl för *hur* T-poäng i AGT och personskattningar skola samvariera annat än för code nr 11, där korrelationen kan väntas bli positiv och signifikant, om skattarna visat samma grad av bedömningsskicklighet, som är vanlig vid lärarskattningar av »intelligensen», med hänsyn även tagna till förut nämnda svårigheter som kunnat göra sig gällande vid en skattning av de aktuella klientelen. Den forskningshypotes, som skall prövas (H 20), kan därför helt allmänt formuleras: *personskattningar och T-poäng i AGT samvariera med korrelationskoefficienten signifikant avvikande från noll.* Den statistiska hypotesen blir noll-hypotesen för tvåsidigt test. De funna korrelationskoefficienterna, för såväl Lövsta som Sundbo, presenteras i tabell 146.

Vi studera tabell 146 först med avseende på Lövsta y. H 20 bekräftas endast i ett fall. Det gäller »drag» 3. »inåtvänd, självupptagen dagdrömmartyp, spekulativ», vilket »drag» korrelerar positivt (.56) och signifikant med höga nivåvärden i AGT. Den näst högsta korrelationen, churu icke signifikant, erhålles med 11. »intellektuellt rörlig, begåvad».

H 20 bekräftas i Sundbo y i två fall, »drag» 6. »ytterst självsäker» och 11. »intellektuellt rörlig, begåvad».

Resultaten äro icke entydiga. Om de två skolorna jämföras, så har endast i Sundbo-materialet en signifikant korrelation uppstått med »drag» 11. Denna (.47) är av samma storleksordning som den ofta

Tabell 146

T-poäng i AGT och Personskattningar, Lövsta y, Sundbo y

Lövsta y					Sundbo y				
»Drag» nr	(N = 27) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	»Drag» nr	(N = 35) r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
1.	+ .06	—	—	0	1.	+ .04	—	—	0
2.	+ .01	—	—	0	2.	— .39	1.87	< .10	0
3.	+ .56	2.47	< .02	s	3.	+ .23	—	—	0
4.	— .03	—	—	0	4.	— .34	1.57	> .10	0
5.	+ .04	—	—	0	5.	+ .21	—	—	0
6.	— .29	1.03	> .10	0	6.	+ .47	2.33	< .05	(s)
7.	— .06	—	—	0	7.	— .40	1.88	< .10	0
8.	+ .10	—	—	0	8.	— .29	1.34	> .10	0
9.	+ .08	—	—	0	9.	+ .09	—	—	0
10.	— .13	—	—	0	10.	— .33	1.57	> .10	0
11.	+ .37	1.36	> .10	0	11.	+ .47	2.27	< .05	(s)
12.	+ .32	1.32	> .10	0	—	—	—	—	—

funna (.50) vid skattningar av »intelligens». Motsvarande korrelation (.37) i Lövsta-materialet blev icke signifikant men var den näst högsta. Den i Lövsta funna korrelationen på .56 med »drag» 3. kan möjligen tolkas som att bedömarna jämställt »spekulativ» med t. ex. teoretiskt inriktad el. dyl. Korrelationen är dock överraskande hög. Likaså är den funna korrelationen på .47 i Sundbo mellan AGT och »drag» 6. »ytterst självsäker» svårtolkad. De bristande överensstämmelserna mellan resultaten i Lövsta och Sundbo kunna bero antingen på bedömarna och deras olika normer eller på olikheter hos de bedömda, eller på båda dessa förhållanden. Skillnader i klientelens sammansättning föreligga, som vi visat. Olikheterna i bedömning kunna därför icke helt tillskrivas bedömarna. Korrelationsjämförelserna mellan AGT och skattningarna visa främst, att »intelligensen», sådan den mätts i en skala av konventionell typ, icke korrelerar högre med skattningar av densamma än vad många av skattningarna av personlighetsdragen korrelerat med de olika nivåvärdena.

Vi sammanfatta resultaten. Det har visat sig

att flera av de skattade personlighetsdragen signifikant korrelerat med nivåvärdena, antingen dessa utgjorts av Index eller sammansatta poängtal, samt

att dessa »drag» oftast varit sådana, som karakteriserat ett konkret och overt beteende, främst avseende sociala situationer, »drag» 1., 4., 8. och 10., under det

att mindre konkreta och mer coverta drag, som t. ex. 2., 3. och 6., icke givit några signifikanta korrelationer med nivåvärden i Index eller sammansatta poängtal i instrumenten 1—6, samt vidare

att detta kan tolkas antingen så, att skalorna främst mätt overta »drag», eller också så, att dessa »drag» varit lättast att iakttaga för bedömarna. Vilketdera kan icke avgöras här. En samverkan av båda dessa faktorer kan ha skett.

Grupperna äro små och resultaten bli därför tentativa. Så mycket är i alla fall tydligt att, ehuru de funna korrelationerna mellan nivåvärden och personskattningar långt ifrån äro entydiga, samvariationer dock föreligga. De ha i de flesta fallen kunnat interpreteras som psykologiskt meningsfyllda. Den personlighetsavvikelse, som nivåvärdena avsetts ge uttryck för, korresponderar således med avvikelser, erhållna vid personskattningar i flera hänseenden, tydligast i fråga om några yttre och konkreta beteenden, hänförbara till främst sociala situationer.

Kapitel X

DEN SOCIALA PROGNOSEN

Det finns olika sätt att undersöka den sociala prognosen hos vanartiga. De ha alla det gemensamt, att man försöker erhålla något mått på graden av social anpassning efter en viss tidsrymd. God social anpassning brukar då anses innebära, att vederbörande icke recidiverat, i detta fall i vanart eller kriminalitet, och genom eget arbete åtminstone bidrar till sin försörjning eller i varje fall icke uppenbart ligger det allmänna till last. Det är tydligt, att resultatet av follow-up-studier av vanartiga är intimt beroende av, *hur* man definierar den sociala anpassningen, och vad man därvid använder för kriterier. Utfallen äro också beroende av det tidsintervall, som studierna omspänna. Utan att nu gå närmare in på dessa frågor vilja vi först meddela några siffror, som röra den sociala prognosen hos inhemskt vanartsklientel.

År 1947 beräknade dåvarande chefen för Socialstyrelsens skolbyrå, Torsten Eriksson, att omkring 50 % av eleverna vid ungdomsvårdsskolorna bli väl socialt anpassade, 25 % förbättrade och 25 % mer eller mindre misslyckade.[1] Vid en senare genomgång (1949) av 1229 villkorligt utskrivna ungdomsvårdsskoleelever rapporterades 63 % sköta sig utan anmärkning, 23 % trasslade med arbetsbyten eller visade lättare vanart, 14 % hade antingen på grund av misskötsamhet återtagits till någon skola eller blivit föremål för domstolsbehandling för brott.[2] Under tiden 1/1—30/9 1949 utskrevs slutligt 396 elever. Framtidsutsikterna för dessa bedömdes på följande sätt: 69 % ansågos ha goda möjligheter, för 13 % var prognosen oviss och 18 % hade dålig prognos.[3] Ungdomsvårdsskoleutredningen (SOU 1954: 5 soc.dep.) gjorde en follow-up-undersökning av 310 pojkar och 177 flickor, som 1946 slutligt utskrevos från uv-skolorna utan att *i samband med utskrivningen* intagas på annan anstalt (arbetshem, fångvårdsanstalt, sinnessjukhus). Man följde eleverna under en period av 5 år från utskrivningen och har med ledning av straffregistret tagit reda på hur många, som under dessa 5 år dömts till fängelse, straffarbete (också villkorliga domar ha medräknats), förvaring, tvångsarbete eller ungdomsfängelse, hur många som ha dömts till dagsböter för snatterier etc., och slutligen hur många som förklarats straffria på grund av sinnessjukdom.[4] Procenttalet straffade

[1] Lindblom (1954 s. 128). [2] Ibid. s. 128.

[3] Ibid. s. 128. De nämnda prognosundersökningarna avse såväl manligt som kvinnligt klientel. För kvinnligt klientel bedöms i allmänhet prognosen som betydligt gynnsammare än för manligt. Se Lindblom (1954 s. 129).

[4] Lindblom (1954 s. 128—129).

var för de manliga elevernas vidkommande 35 % för de från skolhem utskrivna, och 33,9 % för de från yrkesskolor utskrivna, totalt 34,2 %.[5] Enligt dessa uppgifter skulle alltså c:a ⅓ av fallen ha misslyckats i sin sociala anpassning, om förekomsten av uppgift i straffregistret tages som kriterium på detta. Resterande ⅔ kunna då antingen icke ha återfallit i kriminalitet eller också utövat sådan, som ej upptäckts och blivit föremål för ingripande från rättsvårdande myndigheters sida. De här meddelade uppgifterna över elevernas sociala prognos äro som synes ej särskilt väl överensstämmande. Orsakerna till detta kunna vara flera. För det första, den tidpunkt vid vilken undersökningen gjorts. Recidivrisken kan t. ex. vara större i mitten på 50-talet än i mitten på 40-talet. Bl. a. har fordonsbeståndet och därmed riskerna för återfall i »billån» kraftigt ökats. För det andra, vilken tidrymd follow-up-undersökningarna täcka — om de gälla tillståndet 3, 5 eller 10 år efter utskrivningen. Detta bör påverka resultatet. För det tredje, den kanske viktigaste orsaken till diskrepanserna, valet av *kriterier för bedömning av graden av social anpassning*. Utländska undersökningar av vanartigas sociala prognos ge heller ingen entydig bild av förhållandena därstädes, till största delen sannolikt beroende på skiljaktiga kriterier för bedömningen.[6]

Vi övergå nu till att behandla resultaten från follow-up-undersökningarna av den sociala prognosen i det egna materialet. Huvudkälla har därvid varit de s. k. eftervårdsrapporterna, vilka avgivits av övervakare eller eftervårdskonsulent. Dessa rapporter förvaras i de förut nämnda elevhandlingarna. Eleverna skola i dessa rapporter karakteriseras såsom varande A-, B- eller C-fall.[7] Vi ha här följt denna klassifikationsprincip (se vidare not 7). Där uppgifter i eftervårdsrapporterna inte varit tillräckligt upplysande, har resp. skolas ledning konsulterats. Samtliga fall ha dessutom kollationerats med rektor och/eller assistenter å skolan.[8] Genom att denna personal anlitats ha också färskare

[5] Ibid. s. 129.

[6] Glueck & Glueck (1930) säger i förordet till sitt arbete, att ett betydelsefullt faktum, som däri framkom, var, att av 510 män som åren 1911—22 lämnade Massachusetts Reformatory »eighty per cent were not reformed five to fifteen years later, but went right on committing crimes after their discharge». Denna slutsats kontrasteras med uttalanden i officiella rapporter, vari det utsagts att »*four fifths of the inmates were reformed*», jfr Glueck & Glueck (1930 s. 5 not 8).

[7] Uppgifterna äro avsedda att införas på särskild blankett (nr 468 D, Sv. fattigv. o. barnavårdsförbundets blankettexp. 11/1944), där det heter: »anteckningarna böra om möjligt fortsätta även efter det eleven slutligt utskrivits från skyddshemmet och avslutas med ett omdöme om elevens återanpassning i samhället skett tillfredsställande (A-fall), ej fullt tillfredsställande (B-fall), eller om återinpassningen helt misslyckats (C-fall). Rapport om ett A-fall kan då ha följande lydelse: »Åke sköter sig bra och, såvitt nu kan bedömas, torde det komma att gå bra för honom.» B- och C-fallen karakteriseras på motsvarande sätt.

[8] Författaren har, med ett undantag, utfört samtliga prognosundersökningar. Undantaget utgöres av det material, som genomgicks å Folåsa skolhem sommaren 1948. Follow-up-undersökningen å detta, sommaren 1951, utfördes efter hänvändelse till rektor H. Petrén av assistent A. Nilsson, vilken härmed tackas för ett gott arbete.

uppgifter erhållits. Det har hänt, att telefonrapport ingått om att något fall misslyckats, innan detta har hunnit meddelas i de skriftliga rapporterna. Prognosundersökningen utfördes 3 år efter huvudundersökningen. Lövsta-eleverna från år 1946 gingos igenom 1949, Sundbo 1947, 1950, Folåsa 1948, 1951, Lövsta 1949, 1952, Sundbo 1950, 1953 och Lövsta 1951, 1954, vid alla tillfällena vid samma tidpunkt på året, som huvudundersökningen skedde. Alla de elever, som vid efterundersökningen, i regel efter en eller ett par utskrivningsförsök, fortfarande befunno sig på resp. skola, hänfördes till kategorien B-fall. För många fall har emellertid bedömningen varit vansklig, speciellt då det gällt att avgöra, om en individ skulle rubriceras som B-fall eller C-fall. Tjänstemännen vid skolan ha då fått fälla avgörandet, med ledning av sin större kännedom om fallet och förhållandena efter den villkorliga utskrivningen. Till detta komma ytterligare de osäkerhetsmoment, som bestå i att efterundersökningen ej kunnat göras efter en längre tidrymd än tre år. Efter 5 eller ev. 10 år skulle säkert förhållandena ha blivit mer deciderade. Framför allt skulle kanske de många B-fallen ha antingen övergått till att bli A-fall eller C-fall. Förutom den ökade tidsutdräkt, som hela undersökningen då måste ha förorsakat, har det visat sig, att uppgifter icke stått att erhålla i elevhandlingarna i något större omfattning längre tid än tre år efter det eleven lämnat skolan. Fortsatta efterforskningar hade i så fall fått ske med ledning av straffregistret, för vars åtkomst det fordras ett Kungl. Maj:ts särskilda tillstånd.

Follow-up-undersökningens karaktär av tvärsnitt gör också, att jämförelserna försvåras i det enskilda fallet. En elev kan ha utskrivits villkorligt strax efter det undersökningarna å en viss skola avslutats, och en annan kan ha anlänt till skolan just vid undersökningarnas igångsättande. Att, låt oss säga på dagen tre år efter det varje elev utskrivits, besöka resp. skola för att efterforska den sociala prognosen i det enskilda fallet lät sig emellertid icke göra av praktiska skäl. Andra meddelade follow-up-undersökningar ha ävenledes karaktär av tvärsnitt. Verkligt säkra och för de enskilda fallen fullt jämförbara undersökningar av den sociala prognosen äro, som lätt inses, både tidsödande och kostsamma. Någon sådan har ej tidigare utförts i landet. Våra här meddelade resultat från prognosundersökningarna uppfylla därför långt ifrån de ideala kraven på sådana undersökningar, men kunna heller inte anses vara utförda med sämre förutsättningar än övriga sådana undersökningar av motsvarande inhemskt klientel.

Vi övergå så till att presentera resultaten, där prognoskategorierna angivas i procent och totala antalet genomgångna individer vid resp. skola i absoluta tal. Sammanlagda antalet elever, för vilka uppgift om prognoskategori kunnat inhämtas, utgör 347. Prognoserna fördelade sig sålunda:

Undersökta grupper:	*Social prognos efter 3 år.*					
	Skolhem			*Yrkesskola*		
	A %	B %	C %	A %	B %	C %
Lövsta 1946 (N = 35)	46	34	20	—	—	—
Lövsta 1946 (N = 56)	—	—	—	38	32	30
Sundbo 1947 (N = 52)	—	—	—	50	23	27
Folåsa 1948 (N = 30)	53	34	13	—	—	—
Lövsta 1949 (N = 26)	50	15	35	—	—	—
Lövsta 1949 (N = 41)	—	—	—	29	34	37
Sundbo 1950 (N = 70)	—	—	—	54	15	31
Lövsta 1951 (N = 37)	—	—	—	25	29	46
Totalt	50 %	28 %	22 %	39 %	27 %	34 %

Som framgår av uppställningen växla procenttalen mellan olika årgångar från samma skola, mellan skolhem och yrkesskolor och mellan Lövsta och övriga skolor. I sistnämnda avseende visar Lövsta-skolan högre procenttal framför allt i kategori C men även i kategori B, vilket ej är oväntat med hänsyn till urvalsprinciperna till skolan. Totalt för Lövsta skolhem bli siffrorna: A 48 %, B 25 % och C 27 % och för Lövsta yrkesskola A 31 %, B 32 % och C 37 %. För båda årgångarna Sundboelever bli procenttalen: A 52 %, B 19 % och C 29 %. För Sundbo och Folåsa tillsammans bli siffrorna: A 53 %, B 27 %, C 20 %. De senare procenttalen stämma som synes väl överens med de tidigare nämnda, av byråchefen Torsten Eriksson erhållna, avseende hela ungdomsvårdsskoleklientelet, de äro t. o. m. en aning gynnsammare ur prognossynpunkt. Om även Lövsta-eleverna ingå, blir resultatet något annorlunda: A 45 %, B 28 %, C 27 %. Eftersom Lövsta-skolans elever till c:a 50 % utgöras av elever, som andra skolor antingen »misslyckats» med eller som ej ansetts mottagliga för där meddelade re-socialiceringsåtgärder, äro diskrepanserna mellan utfallen i kategorierna A, B och C mellan Lövsta och de två andra skolorna förklarliga. Skolhemseleverna synas överlag ha något gynnsammare social prognos än yrkesskoleeleverna, oberoende av om de tillhört Lövsta eller Folåsakategorien.[9] Det säger

[9] Antalet elever, som måste återtagas för fortsatt fostran inom anstalterna, har växlat under olika perioder. Under åren 1941—42 återtogs 74 manliga elever, under år 1952 återtogs 215. Av orsakerna — eller bidragande orsakerna — till de många återtagningarna under 1952 dominerade brottsligt förfarande utanför arbetsplatsen och missanpassning i arbetet. (SOU 1954:5 soc.dep. s. 77). År 1952 ingår i såväl 3 årsperioderna å Lövsta som Sundbo. Det har antagits, att ökningen av antalet återtagna, och därmed också prognoserna B och C, under senare år (jfr uppställningen!) bl. a. beror på att eleverna p. g. av platsbristen måste skrivas ut, innan de äro färdigbehandlade, för att nya elever skola kunna mottagas (SOU 1954:5 soc.dep. s. 78).

sig självt, att de här meddelade siffrorna gälla vid själva undersökningstillfället. Dagen efter kan någon, som rubricerats som A-fall, ånyo göra sig skyldig till brottsligt förfarande och bli C-fall, eller också kan någon, karakteriserad som B-fall, efter flera återtagningar utskrivas och sedan ej recidivera, dvs. bli ett A-fall. Verkligt pålitliga siffror, vilka även ha relevans i det enskilda fallet, torde icke kunna erhållas med mindre än att observationstiden utsträckes till ett 10-tal år efter den första utskrivningen. De praktiska svårigheterna med detta ha förut berörts.

Med anförda betänkligheter i minnet övergå vi nu till att studera sambanden mellan å ena sidan den sociala prognosen och å andra sidan bakgrundsdata, nivåvärden och personskattningar, tagna var för sig. Vi lämna t. v. skolhemsgrupperna, Lövsta yrkesskola från 1946 och Sundbo yrkesskola från 1947 och inrikta huvudundersökningen på Lövsta y-grupperna från 1949 och 1951 och Sundbo-gruppen från mellanliggande år. Förhållandena i dessa grupper få ev. studeras i ett annat sammanhang.

1. Social prognos och bakgrundsdata

Dessa samband undersökas nu i två lika stora grupper, en från Lövsta y (N = 68) och en från Sundbo y (N = 68). Vi taga ut samma bakgrundsdata som i föregående kapitel (Kap. IX) och använda samma code nr som då för att beteckna dessa. (19.) läses nu som förut »ej god social prognos». (Alltför litet antal individer erhöllo code nr 23 för att rättfärdiga medtagandet av detta).

Vi undersöka först sambandet mellan prognoskategorierna A, B och C och bakgrundsdata. Materialet kan då inordnas i 2×3-fältstabeller av följande utseende, där utfallet för code nr 7 i Lövsta gives som exempel:

	A	B	C	
7	11(13, 28)	12(13, 91)	20(15, 81)	43
Ej 7	10(7, 72)	10(8, 09)	5(9, 19)	25
	21	22	25	68

(»Oberoende-värdena» äro angivna inom parentes.)

Förekomsten av eventuella samband undersökes nu lämpligast med hjälp av »χ^2-test för oberoende».

Ett P-värde i detta fall av storleksordningen .01—.05 utsäger endast,

att ett signifikant samband existerar, men ger ingen upplysning om dettas storlek. Det enklaste sättet att erhålla ett mått på *korrelationen* mellan prognoskategorierna och bakgrundsdata är användningen av kontingenskoefficienten C, vilken lätt erhålles formelvägen ur χ^2 (Garrett 1953 s. 368 formel 94). Den förutsätter heller inget antagande om t. ex. kontinuerliga eller diskreta variabler. Nackdelen är att C här ej kan antaga vilka värden som helst mellan 0 och 1. Övre gräns för en 2×2-tabell är $\sqrt{\frac{1}{2}}$, för en 3×3-tabell $\sqrt{\frac{2}{3}}$. Den exakta övre gränsen för en 2×3-tabell, som i detta fall, är okänd (McNemar 1955 s. 205).

Ödesdigert blir detta först när korrelationerna nå upp till en sådan storlek, att gränsen kan tangeras. Detta torde icke bli fallet här. C är icke jämförbart med r, emedan klassifikationen ej skett i 5×5-tabeller eller sådana med finare gruppering (jfr diskussionen i Kap. VIII!). C-koefficienterna äro däremot inbördes jämförbara, då de härröra från tabeller av samma storlek (här 2×3-tabeller). Liksom i föregående kapitel fästa vi här större avseende vid huruvida sambanden äro signifikanta eller icke än vid korrelationernas storlek. Bästa signifikanstestet för C är här χ^2 (Garrett 1953 s. 368, McNemar 1955, s. 206), vilket för 2×3-tabellerna ger P-värden svarande mot 2 frihetsgrader.

Vi ha förut nämnt, att speciellt B-fallen vållat osäkerhet vid bedömningarna. Elev, som återtagits till skolan utan att ha gjort sig skyldig till brottsligt förfarande, men som icke heller har visat sig kunna sköta och behålla ett arbete, har bedömts som B-fall. Klarare ha därför bedömningsnormerna för A-fall resp. icke A-fall kunnat framträda. Vi komplettera därför analysen med en uppdelning av prognoskategorierna i A och icke A, dvs. A/B + C om endast de, vilka ingått i follow-up-undersökningen, medtagas. Det gives då möjligheter att komplettera C-koefficienten med ett annat mått på i detta fall fyrfältskorrelation, nämligen Q-koefficienten. Den är inte fixerad till ett visst maximalt värde som C i en fyrfältstabell, vilken icke kan överskrida värdet $\sqrt{\frac{1}{2}}$. Genom att eleverna från båda skolorna i samtliga fyrfältstabeller fördela sig med samma proportioner i kategorierna A och B + C, äro Q-värdena avseende resp. skola inbördes jämförbara, ehuru de icke äro jämförbara med vare sig C eller r, det sistnämnda med hänsyn till att kategorierna A och B + C icke ge proportionerna c:a .50/.50[1] utan utfalla med andra proportioner olika för båda skolorna. Q-värden från samma skola äro därför jämförbara, men jämförelser mellan Q-värden från dels Lövsta och dels Sundbo äro icke möjliga att göra.

[1] Jfr Hörnfeldt (1950 s. 103).

Vi undersöka nu om det föreligger några samband mellan prognoskategorier och bakgrundsdata i *Lövsta-materialet*, dels med avseende på A/B/C och dels med avseende på A/B + C. Skola vi nu använda ett ensidigt eller tvåsidigt signifikanstest? Vid undersökningen av samvariationer mellan nivåvärden och bakgrundsdata (Kap. IX: 1) användes det ensidiga testet på grundval av tidigare observationer. Sådana informationer äga vi även nu. Prognosen för eleverna från Lövsta y visade sig vara något »sämre», dvs. fler elever i kategorierna B och C, än för dem från Sundbo y. Flera av uttagna bakgrundsdata hade högre incidens i Lövsta än i Sundbo och samtliga högre incidens i vanartsgrupper överhuvud än i normalgrupper. Det är därför rimligt att ställa upp följande forskningshypotes (H 21): *uttagna bakgrundsdata samvariera med den sociala prognosen (ABC) och med korrelationskoefficienter signifikant avvikande från noll i negativ riktning.*[2] Den statistiska hypotes, som skall testas blir nollhypotesen (HO). Negativa koefficienter betyda då att en association föreligger mellan bakgrundsdata och icke god social prognos, positiva koefficienter motsatsen, dvs. samvariation mellan bakgrundsdata och god social prognos i positiv riktning. Resultaten visas i tabell 147, där båda de föreslagna uppdelningarna av prognoskategorierna, A/B/C och A/B + C, finnas medtagna. (Den förstnämnda uppdelningen ger 2 frihetsgrader, den sistnämnda 1. Endast värden å uttrycket P/2 mindre än .10 angivas i tabell 147.)

Av tabell 147 framgår att H 21 bekräftats med hänsyn till tecken i samtliga fall utom ett, avseende code nr 5, där positiv korrelation föreligger mellan tidigare vistelse i fosterhem och social prognos. Korrelationen är icke signifikant vid en uppdelning av prognoskategorierna i A/B/C, däremot är den signifikant på 5 %-nivån vid uppdelningen A/B + C. I sistnämnda avseende har ett resultat, diametralt motsatt det i H 21 antagna, uppkommit. De, som vistats i fosterhem

[2] Negativ riktning betyder här, att förekomsten av angivna bakgrundsdata, t. ex. »skallskada», väntas medföra »sämre» social prognos, dvs. färre A-fall än frånvaron av detsamma. En väntad positiv korrelation hade inneburit, att hypotesen i stället formulerats med hänsyn till frånvaron av bakgrundsdata. McNemar säger att »C can never be negative» (1955, s. 205), medan Garrett menar att »C may be either plus or minus the sign of the coefficient depending upon on inspection of the contingency table itself» (1953, s. 370). Yule & Kendall säger (1945, s. 68), att koefficienten kan betraktas som positiv eller negativ beroende på utfallet i tabellerna. Oöverensstämmelsen synes bottna i en ren definitionsfråga. C, som ju erhålles ur ett rotuttryck, antar givetvis alltid ett positivt och ett negativt värde, liksom kvadratroten ur alla andra positiva tal. Uttrycket $\frac{\chi^2}{N+\chi^2}$ kan däremot ej bli negativt, då ju C i så fall blir ett imaginärt tal. C måste bli positivt eller negativt, beroende på hur tabellerna uppställas.

Tabell 147

Social prognos och bakgrundsdata, Lövsta y, (N = 68)

Code nr	A/B/C				A/B + C				
	C	χ^2	P/2	Sign. nivå:	C	Q	χ^2	P/2	Sign. nivå:
2.	— .16	1.75	—	0	— .14	— .33	1.36	—	0
5.	+ .24	4.26	< .10	0	+ .21	+ .45	3.24	< .05	(s)
6.	— .17	1.91	—	0	— .04	— .08	0.09	—	0
7.	— .26	4.80	< .05	(s)	— .15	— .32	1.54	—	0
8.	— .06	0.24	—	0	— .15	— .11	0.15	—	0
9.	— .03	0.08	—	0	— .03	— .08	0.08	—	0
17.	— .19	2.47	—	0	— .18	— .53	2.27	< .10	0
(19.)	— .10	0.74	—	0	— .08	— .21	0.44	—	0
24.	— .12	1.00	—	0	— .12	— .26	0.98	—	0
25.	— .13	1.16	—	0	— .13	— .28	1.10	—	0
33.	— .14	1.37	—	0	— .02	— .06	0.02	—	0
85.	— .29	6.28	< .02	s	— .18	— .42	2.25	< .10	0

löpa sålunda någon mindre risk att bli B- och C-fall än övriga. Fosterhem skulle alltså innebära ett visst skydd mot återfall i vanart. Resultatet förefaller, ehuru oväntat, ej orimligt. H 21 har bekräftats helt endast för code nr 7 och 85 och om bakgrundsdata korrelerats med prognoskategorierna A/B/C. Det första fallet gäller »tidigare vistelse på uv-skola», och det andra fallet »psykopati i diagnosen». Ehuru korrelationerna i det alldeles övervägande antalet fall (11 av 12) gått i den väntade riktningen, dvs. att förekomsten av något av dessa bakgrundsdata samvarierat med »icke god social prognos», så har korrelationerna genomgående blivit låga och i endast två fall signifikanta i den riktning H 21 angivit, men i ett fall i motsatt riktning. *De i den undersökta gruppen, som kommit till Lövsta efter tidigare vistelse på annan ungdomsvårdsskola, och de, som ha rubricerats som »psykopater», ha således i något mindre utsträckning blivit A-fall än övriga elever.* De funna sambanden äro dock icke starka och i det sistnämnda fallet (.85) dessutom icke helt pålitligt.[3] Näst efter de nämnda två bak-

[3] Hänsyn får tagas till frekvenserna i de enskilda cellerna i 2 × 3- och 2 × 2-tabellerna. »It should be remarked that, if any one (or more) expected *cell* frequency is small, say less than 5, the resulting C may be quite erroneous» (McNemar 1955 s. 206). En väntad cellfrekvens (här oberoende-värde) understigande 5 har i 2 × 3-tabellerna inträffat i två fall, för code nr 33. och 85. För det sistnämnda 85. blev slumpvärdet i ett fall 4.63 och i ett fall 4.85. Båda understiga 5 och invalidera därför resultatet. I 2 × 2-tabellerna blev en väntad cellfrekvens för code nr 85. 4.63. För code nr 5. blev den lägsta 6.79. Uppdelningen av prognoskategorierna i A/B + C gör, att risken för uppträdande av låga väntade cellfrekvenser blir mindre.

grundsdata kommer code nr 17 »skallskador» med avseende på styrkan av sambanden. Koefficienten går i den väntade riktningen, men den är icke signifikant.

Vi övergå nu till att studera förhållandena i *Sundbo-materialet*. Samma forskningshypotes (H 21) uppställes och den statiska hypotesen blir som förut Ho. H 21 har bekräftats med hänsyn till tecken i 8 fall av 12 vid uppdelning i A/B/C och i 7 fall av 10 (2 nollkorrelationer) vid uppdelningen A/B + C. Till fullo bekräftad är H 21 i endast ett fall vid den förstnämnda uppdelningen och i ett fall vid den sistnämnda uppdelningen. Båda fallen gälla code nr 17 och signifikansnivån blev $< .05$. Icke i något fall blev H 21 helt emotsagd genom uppträdandet av signifikanta positiva korrelationer. Resultaten framgå av tabell 148:

Tabell 148

Social prognos och bakgrundsdata, Sundbo y, (N = 68)

Code nr	A/B/C				A/B + C				
	C	χ^2	P/2	Sign. nivå:	C	Q	χ^2	P/2	Sign. nivå:
2.	−.23	3.71	<.10	0	−.03	−.07	0.19	—	0
5.	+.08	0.39	—	0	+.05	+.10	0.14	—	0
6.	−.04	0.11	—	0	−.02	+.05	0.03	—	0
7.	+.19	2.44	—	0	+.18	+.54	2.28	<.10	0
8.	−.19	2.44	—	0	−.19	−.45	2.49	<.10	0
9.	−.04	0.10	—	0	−.04	−.10	0.10	—	0
17.	−.31	7.14	<.02	s	−.23	−.54	3.69	<.05	(s)
(19.)	−.13	1.24	—	0	−.11	−.24	0.86	—	0
24.	+.04	0.11	—	0	.00	.00	—	—	0
25.	−.09	0.62	—	0	−.09	−.20	0.61	—	0
33.	−.16	1.75	—	0	−.06	−.13	0.24	—	0
85.	−.06	0.23	—	0	.00	.00	—	—	0

Tabell 148 visar, *att i Sundbomaterialet signifikanta samband uppkommit mellan förekomsten av »skallskada» i anamnesen och icke god social prognos vid follow-up-undersökningen*. Sambandet blir signifikant, oberoende av om code nr 17. korreleras med A/B/C eller A/B + C. I första fallet är resultatet dock dubiöst, emedan två väntade cellfrekvenser understiga 5. I andra fallet inträffar icke detta förhållande. Resulta-

tet blir i det senare fallet mera pålitligt[4] och visar, att för Sundbo-elevernas del uppgift om skallskada i anamnesen är det enda av alla bakgrundsdata, som ger något signifikant samband med den sociala prognosen. För Lövsta-elevernas del blev sambandet icke signifikant, men gav näst efter code nr 7. och 85. den högsta korrelationen. Vad som är ägnat att väcka förvåning är att code nr (19.) »social prognos» enl. läkarutlåtandet *icke* erhållit några signifikanta korrelationer med det verkliga utfallet, A, B, C, tre år efter huvudundersökningen.[5] Sådana korrelationer erhöllos tidigare i ett par fall mellan (19.) och sammansatta poängtal. Detta kan möjligen tolkas så, att de fall, som vid läkarundersökningen erhållit beteckningen »tvivelaktig» resp. »dålig» social prognos, bedömts så främst med hänsyn till graden av personlighetsavvikelse. Man har då utgått från att de mera »avvikande» också skulle ha sämre social prognos. Detta kan förefalla plausibelt, men är i det stora hela obevisat. Vår prognosundersökning har ju också visat, att några signifikanta samband mellan bedömningen av den sociala prognosen vid läkarundersökningen och det verkliga utfallet senare icke föreligga i det uttagna materialet.[6]

Som helhetsomdöme om dessa undersökningar av samband mellan bakgrundsdata, som i hög grad varit unika för just vanartsklientel, och den sociala prognosen kan det sägas, att ytterst litet av intresse framkommit. Korrelationerna voro genomgående låga och endast ett

---

[4] Samband mellan social prognos och bakgrundsdata ha även undersökts i hela det tillgängliga materialet från Sundbo 1947 och 1950. För att få en mera adekvat jämförelse med Lövsta y har dock endast 1950-års materialet presenterats i tabellerna. Tillgängliga uppgifter om bakgrundsdata och social prognos finnas för inalles 106 Sundbo-elever. För samtliga uttagna bakgrundsdata föreligga signifikanta samband i blott två fall. Det ena är även här code nr 17. »skallskada», som ger $P/2 < .01$. Två väntade cellfrekvenser understiga 5 även här, varför resultatet icke är helt pålitligt. Det andra gäller code nr 19. »social prognos» enl. läk.utlåtandet, som ger ett positivt samband med $P/2 < .01$ för 4 frihetsgrader, $C = .33$ om materialet ordnas i 3×3-tabeller. Detta samband beror tydligen bl. a. på att »tvivelaktig social prognos» ofta använts i läk.utl. Dessa korrespondera mot B-fallen.

[5] Om de tre prognoskategorierna i läk.utl. »god», »tvivelaktig» och »dålig» (code nr 19., 20., 21.) korreleras med A, B, C, erhålles i Lövsta ($N = 68$) $\chi^2 = 5.16$, vilket för 4 frihetsgrader ger $P/2 > .10$. I Sundbo ($N = 68$) erhålles $\chi^2 = 6.96$, vilket för samma antal frihetsgrader ger $P/2 < .10$. Icke heller då blir sambandet signifikant. I flera undersökningar har det visat sig, att klinisk prediktion av social prognos icke ger bättre överensstämmelse med det senare utfallet än många bakgrundsdata (Schiedt 1936, Burgers 1928, Borden 1928). I dessa fall gav klinisk prediktion sämre eller lika bra resultat som ett antal aktuariska uppgifter, tagna var för sig eller sammanvägda medelst någon metod (cit. efter Meehl 1954 s. 94—104).

[6] Jfr förhållandena i det större Sundbo-materialet ($N = 106$) i föreg. not 4, där signifikant samband erhölls för 3×3-tabeller.

fåtal av dem signifikanta.[7] De allra flesta gingo dock i den väntade riktningen, dvs negativa samband mellan dessa bakgrundsdata och god social prognos tre år efter undersökningstillfället.

Det har sålunda visat sig

att i det uttagna materialet från Lövsta y tidigare vistelse på uvskola och psykopatidiagnos haft ett negativt samband med god social prognos samt

att i det uttagna materialet från Sundbo y förekomsten av uppgifter om skallskador, där haft ett negativt samband med god social prognos.

I vissa fall äro dock resultaten osäkra, beroende på att materialet varit för litet för att alla slumpvärden i de enskilda cellerna skulle uppnå godtagbar frekvens. Dessa fall ha särskilt angivits. Korrelationerna äro så låga, att de icke tjäna några prediktiva ändamål. De tjäna möjligen som ett observandum, att i *vissa fall* ett orsakssammanhang *kan* föreligga mellan t. ex. »skallskada» och dålig social prognos efter det eleven lämnat skolan. Många av dem utan »skallskada» misslyckas även i sin sociala anpassning.

2. Social prognos och nivåvärden

Vid undersökningarna av samvariationen mellan social prognos och bakgrundsdata använde vi ett ensidigt signifikanstest. Motiveringarna för detta voro bl. a., att uttagna bakgrundsdata voro sådana, som i tidigare undersökningar visat sig vara avsevärt mer frekventa i vanarts- än i normalklientel. Åtskilliga av dessa bakgrundsdata voro dessutom mer frekventa i den psykiskt abnorma vanartsgruppen än i den andra (Sundbo). Prognosundersökningen visade, att den psykiskt abnorma vanartsgruppen hade sämre social prognos än den andra vanartsgruppen. På grund av dessa, genom tidigare observation (McNemar 1955 s. 63) kända förhållanden, ställdes forskningshypotesen (H 21) därför för ett ensidigt signifikanstest.

[7] Andra undersökningar bekräfta detta. I en studie av 261 »ex-reformatory inmates» fann Borden, att av 28 uttagna bakgrundsfaktorer, av vilka 22 voro relativt objektiva och hämtade från case-history material, alla korrelerade synnerligen lågt med den sociala prognosen. Den högsta var på .20 och gällde antalet tidigare begångna brott! Den kliniska prediktionen korrelerade .16 med kriteriet (Meehl 1954 s. 103). Bästa prognosen för återfall i brott gav således frekvensen av tidigare brottsligt beteende.

Vilket slags test skola vi nu använda för att undersöka signifikansen av samvariationerna mellan den sociala prognosen och nivåvärdena? Vi veta redan att Lövsta-eleverna ha i genomsnitt högre nivåvärden i Index A och B och i flera av de enskilda skalorna än Sundbo-eleverna. Vi veta även, att den sociala prognosen är något sämre för de förra eleverna än för de senare. Dessa förhållanden skulle kunna leda till uppställandet av en hypotes, som innebär en förutsägelse om i vilken riktning, positiv eller negativ, sambanden böra gå, dvs implicera ett ensidigt test. Detta resonemang kan dock icke utan vidare godtagas. Det förutsätter att jämnställdhet råder beträffande tidigare informationer om såväl bakgrundsdata som nivåvärden. Så är emellertid icke fallet. Informationerna om aktuella bakgrundsdatas affinitet till vanart äro betydligt fullständigare än nivåvärdenas. De förra äro sådana som i talrika tidigare undersökningar ha behandlats och ofta tolkats som etiologiska faktorer till vanarten, de senare däremot äro *unika för just denna undersökning*. Försiktigheten bjuder därför att icke i förväg ställa någon prediktion, i vilken riktning nivåvärdena väntas samvariera med den sociala prognosen. Detta implicerar användningen av ett tvåsidigt signifikanstest. Vi övergå nu till det tvåsidiga testet och formulera följande forskningshypotes (H 22): *nivåvärdena samvariera med den sociala prognosen (ABC) och med korrelationskoefficienter signifikant avvikande från noll.* Den statistiska hypotesen är Ho.

Nivåvärdena gåvo i Lövsta- och Sundbo-materialen upphov till kontinuerliga fördelningar — för Index A och de sammansatta poängtalen enl. Metod A approximativt normala, för Index B likaså. Fördelningarna av sammansatta poängtal enl. Metod B blevo däremot icke approximativt normala. De blevo i normalgruppen närmast J-formade och i Sundbo-gruppen av J-form eller annan form. Liksom i Kap. IX uteslutes sammansatta poängtal på basis av Metod B från den fortsatta analysen. Fördelningarnas form avseende återstående nivåvärden framgår av Fig. 13, Fig. 16 och Fig. 17. Fördelningarna äro alla kontinuerliga och av sådan beskaffenhet, att de tillåta beräkningen av bi-seriala korrelationer med något kriterium, i detta fall A/B + C, med signifikansprövning av korrelationen medelst t-testet. Vi undersöka således graden av samvariation med användning av bi-serial korrelationsteknik.[1] Signifikanstestet utföres, som tidigare, med hjälp av t-testet för differensen mellan M_1 och M_2, dvs medelvärdet av nivåvärden

[1] Här är r_{bis} och icke $r_{p\,bis}$ det tillämpliga uttrycket för samvariationen, emedan graden av social anpassning (ABC) måste anses vara kontinuerlig. Sammanslagningen av prognoskategorierna B och C göres här av tekniska skäl för att kunna utnyttja den kontinuerliga variationen i nivåvärdena och emedan några applicerbara metoder för »tri-serial» korrelation icke äro kända.

i kategori A resp. B + C. Även här erhålles t lättast medelst variansanalys som $\sqrt{F}$. H 22 utsäger således mer strikt, att $M_1 \neq M_2$ och den statistiska hypotes, som ställes upp mot H 22, Ho, utsäger att $M_1 = M_2$.

Vi pröva nu först H 21 på materialet från Lövsta y, dels för Index A och B jämte sammansatta poängtal enl. Metod A för samma population (N = 47), dels för samma slags sammansatta poängtal från hela det tillgängliga materialet (tabell 149):

Tabell 149

Social prognos och nivåvärden, Lövsta y

Nivåvärden	A/B + C				Nivåvärden	A/B + C			
(N = 47)	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	Instrument 1–6 1. (N = 68) 4. (N = 65) 2. (N = 68) 5. (N = 71) 3. (N = 69) 6. (N = 71)	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
Index A	– .10	—	—	0		—	—	—	—
Index B	– .16	0.80	> .10	0		—	—	—	—
1. —	—	—	—	—	1. Reaktionstidsb.	– .15	.90	> .10	0
2. —	—	—	—	—	2. Intravariabil.	+ .04	—	—	0
3. Exp.konfl.	– .13	—	—	0	3. Exp.konfl.	– .15	—	—	0
4. —	—	—	—	—	4. BPI	– .18	—	—	0
5. MMPI	– .10	—	—	0	5. MMPI	– .13	—	—	0
6. Ord-ass.	+ .11	—	—	0	6. Ord-ass.	+ .11	—	—	0

Av tabell 149 framgår att H 22 icke bekräftats i något enda fall, vare sig nivåvärdena utgjorts av Index A resp. B eller av sammansatta poängtal i den mindre eller i den större populationen Lövstaelever. Den statistiska hypotesen, Ho, behålles därför. Denna (Ho) visar icke att M_1 och M_2 äro lika, utan endast att de icke äro olika enl. det uppställda signifikanskriteriet. I flertalet fall är korrelationskoefficienten dock negativ, vilket här innebär, att det är vanligast att höga nivåvärden gå samman med icke god social prognos. Korrelationerna äro dock låga och, som sagt, icke signifikanta. *Några signifikanta samband mellan social prognos och nivåvärden ha således icke erhållits i materialet från Lövsta y.*

Vi övergå nu till att undersöka förhållandena i materialet från *Sundbo yrkesskola* och ställa upp hypoteserna H 22 och Ho (tabell 150).

Av tabellen (150) framgår att H 22 bekräftats i endast ett fall. Detta gäller instrument 5. MMPI i den mindre populationen (N = 43), där

Tabell 150

Social prognos och nivåvärden, Sundbo y

Nivåvärden	A/B + C				Nivåvärden	A/B + C			
(N = 43)	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:	Instrument 1–6 1. (N = 44) 4. (N = 78) 2. (N = 44) 5. (N = 70) 3. (N = 49) 6. (N = 52)	r_{bis}	t	P	Sign. nivå:
Index A	−.10	—	—	0		—	—	—	—
Index B	−.10	—	—	0		—	—	—	—
1. —	—	—	—	—	1. Reaktionstidsb.	−.16	0.87	> .10	0
2. —	—	—	—	—	2. Intravariabil.	+.14	—	—	0
3. Exp.konfl.	+.10	—	—	0	3. Exp.konfl.	+.17	0.96	> .10	0
4. —	—	—	—	—	4. BPI	−.10	—	—	0
5. MMPI	−.24	2.50	< .02	s	5. MMPI	−.15	0.85	> .10	0
6. Ord-ass.	+.10	0.53	> .10	0	6. Ord-ass.	+.11	—	—	0

koefficienten —.24 blev signifikant på 2 %-nivån för tvåsidigt test. I den större populationen (N = 70) blev r_{bis} —.15. Sambandet går här i samma riktning, men är ej signifikant. Resultaten styrka således icke varandra, men de äro ej heller motstridiga, enär korrelationskoefficienterna båda äro negativa. För två instrument (3. och 6.) ha koefficienterna blivit positiva i såväl den mindre som den större gruppen, och för ett instrument (2.) är koefficienten positiv i den större gruppen. Det enda erhållna signifikanta sambandet mellan social prognos och nivåvärden i Sundbo-materialet är, att i den mindre gruppen (N = 43) *höga nivåvärden i MMPI visa en tendens till samgående med icke god social prognos.*

Sammanfattas resultaten av undersökningarna av sambanden mellan social prognos och nivåvärden måste vi konstatera:

att några signifikanta samband icke uppträdde i Lövsta-materialet. De flesta korrelationerna gingo dock i den riktningen, att höga nivåvärden och icke god social prognos gingo samman samt

att i Sundbo-materialet förhållandena voro desamma, med undantag av MMPI i det mindre materialet (N = 47), i vilket höga nivåvärden i MMPI och icke god social prognos visade ett signifikant samband.[2]

[2] I C.V.-skolan förekom ett fall av avgjort socialt misslyckande. Eleven lämnade skolan mitt under pågående termin och har sedan kriminaliserats, alltså ett C-fall, nivåvärden i Index A, 61 och i Index B, 8. Dessa innebära att eleven ligger mitt emellan medelvärdena i vanartsgrupperna och således högt över normalgruppens medelvärden (se Fig. 16 resp. 17). Hans nivå-värde i MMPI var 46 enl. Metod A och 5 enligt Metod B (se Fig. 12 resp. Fig. 14).

Sistnämnda korrelation är dock alltför låg för att tillåta några prediktiva slutsatser. Korrelationen var dessutom icke signifikant i det större materialet. Detta förringar betydelsen av den nämnda signifikanta korrelationen.

Vi vilja till sist undersöka, om några samband kunna spåras mellan prestationer i det använda grupptestet för intelligensundersökning (AGT) och den sociala prognosen tre år efter undersökningstillfället. Vi använda då den bi-seriala korrelationen mellan T-poäng i AGT och prognoskategorierna A/B + C. Koefficienterna blevo:

$$\text{Lövsta: } r_{bis} = +.28$$
$$\text{Sundbo: } r_{bis} = \pm.00$$

Den förstnämnda korrelationen är positiv och innebär samgående mellan höga T-poäng och god social prognos. Den är dock icke signifikant för tvåsidigt test, $t = 1.30$, $P > .10$. Koefficienten i Sundbo-materialet innebär, att något som helst samband icke där kan spåras. Medelvärdet i AGT för A-fallen blev 44,42 och B + C-fallen 44,46. Positiva signifikanta korrelationer kunde ha inneburit, att de med högre prestation i intelligenstestet oftare blevo lyckade fall än de med lägre intelligensprestation, eller också att de »intelligentare» lättare undgått upptäckt vid ev. brottsliga förehavanden. De vunna resultaten rättfärdiga emellertid icke några sådana antaganden. *Variationerna i intelligensprestation (AGT) visa således icke några signifikanta samband med den sociala prognosen.*

Vi övergå nu till att studera sambanden mellan social prognos och personskattningar.

3. Social prognos och personskattningar

Eleverna vid de olika skolorna ha icke blivit bedömda av personalen på resp. skola med hänsyn till sin sociala prognos. Personskattningarna utgöra här de tidigare nämnda skattningarna av 12 personlighetsdrag (för Sundbo 11) av tre av varandra oberoende bedömare. Fördelningarna ha kluvits på samma sätt som förut, och »drag» 1., 2., 3. etc. betyda de personlighetsdrag, vilkas ytterligheter verbalt karakteriserats vid skalornas *vänstra* ändpunkter i Fig. 10. Denna dichotomi korreleras nu med A/B + C. Materialet ordnas i fyrfältstabeller och C-koefficienten beräknas. Vi äro här liksom tidigare mera intresserade av om koefficienterna äro signifikanta eller ej än av deras storlek. Signifikansnivån prövas medelst χ^2-test för oberoende. Emedan övre gränsen för C är maximerad till ½, komplettera vi korrelationsberäk-

ningen med uträknandet av Q-koefficienterna. Dessa äro inbördes jämförbara endast inom samma skola, emedan utfallen i A och B + C äro olika för Lövsta och Sundbo. Vi ha icke något tidigare erfarenhetsmaterial att bygga våra prediktioner på och formulera därför vår forskningshypotes för ett tvåsidigt signifikanstest. Hypotesen (H 23) antager att: *personskattningarna samvariera med den sociala prognosen (ABC) och med korrelationskoefficienter signifikant avvikande från noll.* Den statistiska hypotes, som användes, är även här Ho.

Vi undersöka förhållandena först i *Lövsta-materialet* (tabell 151):

Tabell 151

Social prognos och personskattningar, Lövsta y, (N = 38)

»Drag» nr	A/B + C				
	C	Q	χ^2	P	Sign. nivå:
1.	.00	+ .01	—	—	0
2.	— .11	— .17	0.51	—	0
3.	.00	— .13	—	—	0
4.	— .13	— .15	0.63	—	0
5.	.00	— .10	—	—	0
6.	— .13	— .22	0.62	—	0
7.	— .34	— .67	4.97	< .05	(s)
8.	— .11	— .27	0.51	—	0
9.	+ .23	+ .41	2.18	> .10	0
10.	— .13	— .36	0.64	—	0
11.	.00	+ .14	—	—	0
12.	+ .13	+ .15	0.63	—	0

Av tabell 151 framgår att H 23 bekräftats i endast ett fall. Detta gäller »drag» 7. »vårdslös i detaljer, brister i noggrannhet». Korrelationen är negativ och signifikant på 5 %-nivån. Den innebär, att de som bedömts som *»vårdslösa» etc. oftare blivit icke A-fall än övriga.* De ha istället oftare blivit B- eller C-fall. Den därnäst högsta korrelationen (C = +.23, Q = .41), ehuru icke signifikant, erhölls med »drag» 9. Om denna vore signifikant, skulle den innebära, att de som bedömts som »ytterst envetna, uthålliga» oftare bli A-fall än övriga. Sedan kommer »drag» 10. »socialt svåranpassad» etc. med C = —.13 och Q = —.36. Under samma förutsättningar som beträffande den förra koefficienten skulle det innebära, att de, som bedömts så, oftare bli icke A-fall än övriga. De båda sistnämnda resultaten äro psykologiskt rimliga, men

då korrelationerna äro insignifikanta, är någon närmare diskussion av dem icke berättigad.[3]

Vi skola nu undersöka samma förhållanden i *Sundbo-materialet* (tabell 152):

Tabell 152

Social prognos och personskattningar, Sundbo y, (N = 37)

»Drag» nr	A/B + C				
	C	Q	χ^2	P	Sign. nivå:
1.	— .22	— .45	1.91	> .10	0
2.	— .31	— .69	4.33	< .05	(s)
3.	— .22	— .38	1.90	> .10	0
4.	— .11	— .31	0.50	—	0
5.	— .11	— .15	0.47	—	0
6.	— .11	— .32	0.47	—	0
7.	— .11	— .31	0.50	—	0
8.	.00	— .08	—	—	0
9.	.00	+ .18	—	—	0
10.	— .22	— .52	1.93	> .10	0
11.	.00	— .02	—	—	0

Vi ställa upp samma hypotes som för Lövsta-materialet (H 23), och mot denna ställes Ho. Av tabell 152 framgår att H 23 verifierats i endast ett fall, i övriga 10 däremot icke. Enda *signifikanta korrelationen med den sociala prognosen ger »drag» 2. »är alldeles känsloflack, oberörd, likgiltig»*. De elever, som bedömts såsom liggande åt detta håll i fördelningen, ha sålunda i signifikant utsträckning blivit icke A-fall. C-koefficienten blir —.31 och Q-koefficienten —.69. Närmast lägre Q-värden erhålla »drag» 10. »socialt svåranpassad» etc. och »drag» 1. »har ytterst svårt att finna sig i nya omständigheter» följda av »drag» 3. »inåtvänd, självupptagen dagdrömmartyp, spekulativ». De tre sistnämnda korrelationerna äro dock, som nämnts, icke signifikanta. Även i Lövsta-materialet erhölls en av de högre korrelationerna för »drag» 10., men denna var ej heller signifikant.

[3] Skattningar av psykiater i »drag» 12. »beteende etc. fullt normalt» föreligga för 19 Lövsta-elever. Korrelationen mellan dessa skattningar och den sociala prognosen blev: C = + .24, Q = + .50. Korrelationen är positiv och innebär att de, som skattats som »normala», något oftare blivit A-fall än övriga. Den är emellertid icke signifikant. $\chi^2 = 1.14$, $P < .30$.

De enda två fall, där H 23 bekräftats, äro icke överensstämmande i de båda elevmaterialen från Lövsta y och Sundbo y. Ehuru klientelen icke äro av likartad sammansättning med hänsyn till graden av föregivna personlighetsavvikelser, försvårar detta givetvis interpretationen. Det signifikanta sambandet i Lövsta-materialet rörde ett typiskt overt beteende, »vårdslös i detaljer» etc., i Sundbo-materialet däremot ett mera covert personlighetsdrag, »känsloflack, oberörd, likgiltig», ganska väl svarande mot Cattell's (1946 s. 508) »surface trait» — »poised sociability, toughness». De positiva fynden äro alldeles för sparsamma och de båda grupperna för små, för att några generaliseringar skola kunna göras. Vi ha därför endast att konstatera:

att några signifikanta samband, med få undantag, icke uppkommo mellan personskattningar och den senare sociala prognosen i de undersökta grupperna från Lövsta och Sundbo, men

att i Lövsta-materialet en signifikant korrelation erhölls mellan »draget» — »vårdslös i detaljer, brister i noggrannhet» — och icke god social prognos och

att i Sundbo-materialet en signifikant korrelation erhölls mellan »draget» — »är alldeles känsloflack, oberörd, likgiltig» — och icke god social prognos.

Det är alldeles tydligt, att de vunna resultaten i detta kapitel äro övervägande negativa med hänsyn till de uppställda hypoteserna. I blott ett fåtal fall ha hypoteserna bekräftats. Det kan knappast sägas, att data från något håll, bakgrundsdata, nivåvärden eller personskattningar, visat någon avgjord prioritet ifråga om signifikanta samband med den sociala prognosen. Enstaka positiva utfall ha erhållits med samtliga typer av data. Inte ens den sociala prognosen enl. läk.utl., som dock får antagas vara ställd med kännedom om vanartens manifesta uttryck och med hänsynstagande till dessa, gav några signifikanta samband med den sociala prognosen enl. eftervårdsrapporterna. Resultaten ge oss emellertid den lärdomen, att möjligheterna att ställa en social prognos för ungdomsvårdsskoleeleverna med utgångspunkt från data från något av dessa tre områden äro synnerligen minimala. Detta leder osökt in på frågan om samband mellan graden av personlighetsavvikelse och social prognos i allmänhet, så som det uppfattats på olika håll. Bl. a. denna fråga diskuteras i ett följande kapitel om vanart och personlighetsavvikelser i relation till erhållna resultat.

SAMMANFATTNING AV DEL III

Den första åtgärden vid konstruktion av skalor för individuell nivåbestämning var att utvälja de instrument, på vilka skalorna skulle bygga. Utväljandet skedde främst med hänsyn till de ingående variablernas differentierande förmåga och reliabilitet, men kravet på endast måttligt höga interkorrelationer mellan variablerna uppställdes även. Vidare framhölls, att det slutliga antalet variabler icke finge bli så stort, att skalorna i sin helhet bleve för ohanterliga. Nästa fas i arbetet bestod i att kombinera enskilda variabler i ett instrument till ett sammansatt poängtal. Två vägar prövades därvid. Den ena innebar ett försök till lösning av problemet med hjälp av multipel korrelationsanalys och bestämning av viktkoefficienter medelst multipla regressionsekvationer. För att erhålla approximativt normala fördelningar transformerades rå-poängen i de enskilda variablerna till normaliserade T-poäng. Den andra vägen innebar en användning av gränssättningsmetodik med skärningslinjerna så avpassade, att variablernas differentierande förmåga utnyttjades maximalt. Skärningarna lades i fördelningarna av rå-poäng. Den förra metoden kallades här Metod A och den senare Metod B. De nivåvärden, som erhöllos med båda metoderna, kallades sammansatta poängtal.

Nästa steg blev att söka nå fram till nivåbestämningar på ett högre generalisationsplan än det, som utgjordes av de sammansatta poängtalen. De senare poängtalen byggde på data, erhållna i enskilda instrument. För att kunna integrera nivåvärden i flera instrument till ett enda värde konstruerade vi ett index. Detta skedde dels enligt Metod A, dels enligt Metod B. I första fallet innebar det en förnyad multipel korrelationsanalys med en regressionsvikt för varje ingående instrument. I senare fallet erhölls ett index genom summation av de ingående sammansatta poängtalen enl. Metod B.

Tre av instrumenten korsvaliderades år 1956. Jämförelser i fråga om rå-värden visade, att i några fall signifikanta differenser förelågo mellan den senast uttagna gruppen och den tidigare vid samma skola uttagna. I det alldeles övervägande antalet fall däremot voro differenserna mellan grupperna från samma skola icke signifikanta. Med användande av de tidigare erhållna vikttalen och gränssättningarna efterprövades Metod A och B på de nya grupperna i fråga om såväl sammansatta poängtal som index. Beträffande de förra utföll korsvalideringen så, att för ett instrument blev korrelationen med kriteriet (kontrastgruppkriterium) väsentligt lägre än den tidigare erhållna, för ett instrument blev utfallet ungefär status quo, och för det återstående blev korrelationen något högre än i de ursprungliga

grupperna. Detta gällde i lika mån vid användandet av såväl Metod A som Metod B. Beträffande index erhöllos vid korsvalideringen något lägre korrelationer med kriteriet än de tidigare uppnådda. Sänkningen drabbade index, erhållna medelst båda metoderna, i ungefär lika hög grad. Jämförelserna mellan Metod A och B visade, att de bi-seriala korrelationernas storlek var ungefär densamma på den generalisationsnivå, som utgjordes av de sammansatta poängtalen, men att däremot korrelationerna på index-nivån voro numeriskt högre enl. Metod A än enl. Metod B.

Dessa förhållanden gåvo oss dock icke anledning att utesluta Metod B från den fortsatta analysen. Till sist uppskattades skalornas validitet med hänsyn till funna biseriala korrelationer med kriteriet, men även med hänsyn till de ingående variablernas reliabiliteter och till utfallet av korsvalideringen. De sistnämnda hänsynstagandena ledde till en uppskattning av validiteten, som var betydligt lägre än de korrelationer, som erhöllos mellan skalorna och kriteriet.

De genom skalorna erhållna nivåvärdena sattes sedan i relation till bakgrundsdata och personskattningar. Mellan nivåvärden och bakgrundsdata erhöllos i Lövsta-materialet oftast positiva signifikanta samvariationer mellan nivåvärden och bakgrundsdata, »skallskada» resp. »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. I samma material uppträdde även, ehuru i något mindre utsträckning, signifikanta korrelationer mellan nivåvärden och tidigare vistelse på »barnhem» resp. »ungdomsvårdsskola» och i ytterligare något mindre utsträckning mellan nivåvärden och »psykiskt belastad hereditet» resp. d:o »miljö». Sundbo-materialet uppvisade endast en signifikant positiv korrelation, nämligen mellan höga nivåvärden i MMPI och »ej god social prognos». Forskningshypoteserna ställdes för ensidiga signifikanstest för samtliga undersökningar av samvariationer mellan nivåvärden och bakgrundsdata.

Undersökningarna av samvariationer mellan nivåvärden och personskattningar företogos sedan. På den högsta generalisationsnivån erhöllos positiva signifikanta samband mellan nivåvärden (enl. Index B) och »dragen» »har ytterst svårt att finna sig i nya omständigheter» resp. »handlar planlöst, vänder kappan efter vinden, opportunist». Några oväntade signifikanta korrelationer mellan nivåvärden enl. instrument 3. Experimentella konfliktsituationer och personskattningar ledde in på en diskussion om ett ev. samband mellan förekomsten av s. k. ixotyma karaktärsdrag och låg grad av »konfliktresistens». Mellan övriga enskilda instrument och personskattningar erhöllos i flera fall signifikanta korrelationer. I Sundbo yrkesskola korrelerade Index A positivt och signifikant med »har ytterst svårt att finna sig i nya om-

ständigheter» och »ytterst lättirritabel, hetsig» etc. och Index B med »socialt svåranpassad» etc. Mellan enskilda instrument och personskattningar erhöllos även här en del signifikanta samband. De personlighetsdrag, som i båda materialen oftast gåvo upphov till signifikanta samband, voro sådana, som bäst kunna karakteriseras som konkret och overt beteende i främst sociala situationer. Samtliga forskningshypoteser ställdes denna gång för tvåsidiga signifikanstest.

Vi undersökte därefter eventuella samband mellan å ena sidan social prognos och å andra sidan resp. bakgrundsdata, nivåvärden och personskattningar. Av uttagna bakgrundsdata var det få, som gåvo några signifikanta korrelationer med den sociala prognosen. I Lövsta-materialet erhöllos signifikanta positiva korrelationer mellan »tidigare vistelse på ungdomsvårdsskola» resp. »psykopatidiagnos» och »ej god social prognos». I Sundbo-materialet korrelerade förekomsten av uppgift om »skallskada» signifikant med »ej god social prognos». Samtliga forskningshypoteser ställdes för ensidiga test.

Den enda signifikanta korrelationen mellan social prognos och nivåvärden var den mellan höga sammansatta poängtal i MMPI och »ej god social prognos» i Sundbo-materialet. Mellan social prognos och personskattningar erhölls i vardera Lövsta- och Sundbo-materialen en signifikant korrelation, den förstnämnda avseende »vårdslös i detaljer» etc., den sistnämnda »är alldeles känsloflack, oberörd, likgiltig», vilka båda korrelerade med »ej god social prognos». Hypoteserna ställdes här för tvåsidiga signifikanstest.

Endast få signifikanta samband erhöllos mellan den sociala prognosen, såsom den bedömts 3 år efter undersökningstillfället, och övriga ingående data, vare sig dessa utgjordes av bakgrundsdata, nivåvärden eller personskattningar. Det framhölls, att 3 år sannolikt är väl kort tid för en prognosundersökning, men att praktiska skäl omöjliggjorde ett längre intervall. Det är därför tydligt, att de i Kap. X erhållna resultaten måste betraktas som tentativa på grund av de sannolikt stora bristerna i kriteriet, i detta fall prognoskategorierna A B C. Säkra upplysningar om den sociala prognosen torde icke kunna erhållas med mindre än att intervallet mellan huvudundersökning och follow-up-studier utsträcktes till ett tiotal år. Först då ha de f. d. ungdomsvårdsskoleeleverna nått upp till den ålder, då antingen familjebildning och ordnade anställningsförhållanden inträtt, eller då ett fortsatt och mera deciderat brottsligt levnadssätt har manifesterats.

SAMMANFATTNING OCH DISKUSSION

Kapitel XI

VANART OCH PERSONLIGHETSAVVIKELSER I RELATION TILL UNDERSÖKNINGSRESULTATEN

Huvudproblemet i avhandlingen har varit att utreda förhållandet mellan vanart och personlighetsavvikelser. Med personlighetsavvikelser ha avsetts speciellt sådana avvikelser från normalitet, som inrymts i begrepp som »psykopati» och »psykopatisk konstitution», »psykopatisk personlighet», »psykopatiska avvikelser» etc. Normal då fattat som motsats till abnorm eller patologisk. För att belysa problemet ha differentialpsykologiska undersökningar företagits å tre kategorier elever från olika typer av skolor. Den *första* kategorien utgöres av elever vid en ungdomsvårdsskola avsedd för själsligt abnorma vanartiga (»psykopater»), den *andra* kategorien av elever vid ungdomsvårdsskolor för psykiskt normala vanartiga. Den *tredje* kategorien utgöres av »normala» icke vanartiga elever från folk- och yrkesskolor. Undersökningarna ha omfattat två åldersstadier, 10—15 åringar och 15—20 åringar. Vardera av de tre kategorierna innehåller således en yngre och en äldre grupp elever. I en intensivundersökning redovisas resultat, erhållna i de äldre elevgrupperna (Del III). En fylligare sammanfattning av hela arbetet gives i Kap. XII.

Den *första* huvudfrågan gäller, om man har möjligheter att medelst kvantitativa differential-psykologiska metoder erhålla diskriminerande kännetecken mellan kategorierna. Den *andra* om dessa kännetecken kunna tagas till utgångspunkt för konstruktion av skalor för individuell nivåbestämning i fråga om psykologiska avvikelser från en jämförbar normalgrupp. Den *tredje* huvudfrågan gäller de medelst skalorna erhållna nivåvärdenas samband med andra kända faktorer: bakgrundsdata, personskattningar och social prognos.

Vi rekapitulera först i korthet arbetets innehåll och ange, hur de tre huvudfrågorna ha besvarats. Utförligare sammanfattningar av avhandlingens tre delar ha tidigare givits (se innehållsförteckningen). Undersökningsresultaten och dessas teoretiska implikationer skola sedan diskuteras.

I

En översikt och analys av problemområdet har inletts med en utredning om ungdomsvårdsskolorna och de psykiskt abnorma samt ett klarläggande av de differentieringsprinciper, som varit och äro rådande. En bakgrund till särskiljande karakteristika mellan den första och andra kategorien ungdomsvårdsskoleelever har därigenom erhållits. En granskning av ett antal in- och utländska undersökningar rörande vanart visade, att man ofta angivit förekomsten av viss frekvens som psykopater betecknade individer i olika vanartsklientel, men att procenttalet sådana individer starkt växlat hos olika undersökare. Det antogs att det växlande inslaget av »psykopati»-diagnoser snarare var ett uttryck för olika uppfattningar om psykopatibegreppet än för reella skiljaktigheter i klientelens sammansättning.

Detta antagande implicerade en genomgång av olika tolkningar av psykopatibegreppet. Denna visade, att skilda uppfattningar om begreppet existerat under olika tider, och att det nuvarande läget i detta avseende erbjöd en långt ifrån enhetlig bild. En del auktoriteter sade sig också vilja utmönstra begreppet eller förklarade sig icke ha bruk för detsamma. En inventering av ett större antal uttalanden om »psykopati» ledde fram till en funktionsanalys och ett förslag till funktionsbestämning på empirisk grundval. Den senare utgjorde ett koncentrat av skilda uppfattningar om psykopatibegreppets innehåll och upptog ett antal funktioner, karakteriserande s. k. psykopater, om vilka flera författare varit eniga. Dessa funktioner togos bl. a. till utgångspunkt för sammanställningen och konstruktionen av ett för undersökningarna avpassat testbatteri.

En riktpunkt för arbetet har varit att försöka lösa de ställda problemen med hjälp av kvantitativa differential-psykologiska metoder. En granskning av tidigare användning av kvantitativ metodik vid studier av problem, liknande de här uppställda, visade, att vissa metoder kunde väntas ge fruktbara lösningar, andra däremot icke. Resultatet av granskningen bidrog till fixerandet av metodiken vid de egna undersökningarnas genomförande.

II

Studierna av kvantitativa differenser mellan de tre kategorierna elever inleddes med en redogörelse för de egna undersökningarnas bakgrund och genomförande. I tre avsnitt om dessas planläggning, syfte och omfattning inrymdes också en diskussion om lämpliga validitetskriterier och en precisering av problemställningarna framlades. Med användning av ett insamlat dokumentärmaterial kunde dettas

grad av konformitet med de tidigare genomgångna inhemska undersökningarna studeras med avseende på ett antal uttagna faktorer. De direkt undersökta gruppernas grad av överensstämmelse med dokumentärmaterialet i nämnda hänseenden blev nästa fas i representativitetskontrollerna. En jämförelse mellan grupper av vanartiga, tillhörande den första och andra kategorien, gav upphov till vissa signifikanta differenser i fråga om uttagna bakgrundsdata. Jämförelser mellan institutionaliserade grupper och normalgrupper samt mellan grupper uttagna för korsvalidering och tidigare uttagna grupper från samma skola avslutade en allmän karakteristik av elevmaterialet från alla tre kategorierna skolor.

Utgångspunkter för valet av metoder för de direkta undersökningarna av elevkategorierna erhöllos genom nämnda analys och bestämning av funktioner, ingående i psykopatibegreppet, och med ledning av den genomgång av tidigare användning av kvantitativ metodik, som avslutade Del I. Kliniska iakttagelser av elevmaterial från kategori 1 och observationer av försökspersonerna i testsituationer voro även vägledande för sammanställningen av ett testbatteri (fullständig variabelförteckning ingår i tabell 78). De arbetshypoteser, som uppställts med ledning av nämnda informationskällor, redovisas med beteckningarna H(1), H(2), H(3), ... H(16) (se s. 154 d. a.). De innebära samtidigt en motivering för resp. variablers medtagande i batteriet. Två huvudhypoteser, HA och HB, uppställdes (se s. 157 d. a.). HA utsade att i de variabler, som ingå i instrumenten 2—9 (se s. 154 d. a.), skulle elever, tillhörande den första kategorien, utskiljas från de övriga. HB utsade att i de variabler, som ingå i instrumenten 10—13, skulle elever, tillhörande den tredje kategorien, utskiljas från de övriga. H(1)—H(16) ha prövats i anslutning till sammanfattningar av resultaten i punkterna 1 –13 i Kap. VII. HA och HB ha prövats i anslutning till en översikt av huvudresultaten i testbatteriet (se s. 275 d. a.).

Eleverna å ungdomsvårdsskolorna ha vidare skattats i 12 personlighetsdrag å grafiska skalor av tre, av varandra oberoende, bedömare (se Fig. 10).

I en karakteristik av de olika elevkategorierna med hänsyn till erhållna resultat (s. 282) angåvos de diskriminerande kännetecken, som erhållits mellan de tre kategorierna. Den *första* huvudfrågan är därmed jakande besvarad.

III

Nästa fas i undersökningen innebär en analys av funktionella samband såväl mellan testdata inbördes som mellan sådana data och på annat sätt erhållna data. För att kunna genomföra uppgiften krävdes

en reduktion av antalet ingående variabler och åstadkommandet av nivåvärden på ett högre generalisationsplan. Genom konstruktionen av ett antal skalor för individuell nivåbestämning tillgodosågos dessa båda önskemål. Två metoder prövades, den ena kallades Metod A, den andra Metod B. Den förstnämnda innebar multipel korrelationsanalys och bestämning av viktkoefficienter medelst multipla regressionsekvationer, den sistnämnda en enkel gränssättningsmetodik med skärning efter variablernas maximalt differentierande förmåga. Sammanslagning av i första fallet vägda T-poäng och i det senare fallet vägda rå-poäng, gav upphov till sammansatta poängtal, utgörande nivåvärden i enskilda instrument. Integration av nivåvärden i flera instrument möjliggjordes genom konstruktion av index, uppbyggda på sammansatta poängtal enligt såväl Metod A som Metod B. I det förra fallet erhölls index genom en förnyad multipel korrelationsanalys och bestämning av vikttal, gällande för de olika instrumenten, i det senare fallet visade sig en summering av de sammansatta poängtalen vara den lämpligaste metoden för erhållande av index. En korsvalidering utfördes efter ett antal år, varvid utfallet i nya grupper prövades på grundval av sammansatta poängtal och index, erhållna dels enligt Metod A, dels enligt Metod B. Jämförelser gjordes mellan Metod A och Metod B, såväl i de ursprungliga som i de senare uttagna grupperna. Skalornas validitet, bestämd med hjälp av kontrast-gruppmetod, diskuterades, och en utredning om intelligensvariabelns inverkan på validiteten genomfördes slutligen. De diskriminerande kännetecken, som tidigare erhållits, visade sig vara möjliga att använda som utgångspunkt för konstruktion av skalor. Därmed ha vi besvarat den *andra* huvudfrågan.

De nivåvärden, som erhållits, sattes sedan i relation till på annat sätt erhållna data, i första hand bakgrundsdata och personskattningar. Erhållna signifikanta samvariationer diskuterades. De empiriska undersökningarna avslutades med en follow-up-studie av vanartsgruppernas elever. De erhållna prognoskategoriernas samband med bakgrundsdata, nivåvärden och personskattningar studerades sedan. Den *tredje* huvudfrågan kan besvaras med att signifikanta samband mellan nivåvärden och andra faktorer stundom uppträdde. Detta inträffade oftare i fråga om bakgrundsdata och personskattningar än i fråga om social prognos.

RESULTAT

Undersökningarnas huvudresultat kunna sammanfattas i följande punkter:

I. Av de uppställda arbetshypoteserna H(1)—H(16) (se s. 154) ha H(1), H(2), H(4), H(5), H(8), H(11), H(12), H(14) och H(16) konfirmerats. H(3), H(6), H(7), H(9) och H(15) ha däremot icke konfirmerats. Två hypoteser H(10) och H(13) ha partiellt konfirmerats.

En sammanfattning av innebörden av dessa resultat har givits i en översikt av huvudresultaten i testbatteriet (se s. 274) och i tabell 78.

II. Av de två huvudhypoteserna HA och HB blev HA övervägande bekräftad i fråga om 2. »Reaktionstidsbestämningar vid försök med komplexa valsituationer med och utan störningar», 5. »Experimentella konfliktsituationer», 8. »Perseveration» (med hänsyn till intervariabilitet) och 9. »Persistency»; men övervägande icke bekräftad i fråga om 3. »Takistoskopförsök», 4. »Confidence», 6. »Cancellation» och 7. »Bourdon». HA är således i stort sett endast partiellt bekräftad. HB blev övervägande bekräftad i fråga om 11. »MMPI» och 13. »Ordassociationstest», däremot icke i 10. »Bernreuters PI» och 12. »Miniature Life Situations». HB blev sålunda även den endast partiellt bekräftad. *Anmärkningsvärt är resultatet av utfallet i MMPI, där de båda vanartsgrupperna (kategori 1 och 2) erhöllo nästan identiskt lika genomsnittsresultat.* Av de 13 variablerna ingående i MMPI gav endast en (Pa) upphov till en svagt signifikant differens mellan kategori 1 och 2, innebärande att den psykiskt abnorma vanartsgruppen genomsnittligt hade något större inslag av individer, som enligt instrumentet visat paranoida personlighetsdrag. I ett annat instrument av Inventorytyp, Bernreuters PI, uppträdde ej heller några signifikanta differenser mellan de båda kategorierna vanartiga.

III. Bedömningar av ett antal personlighetsdrag hos klientel tillhörande kategori 1 och 2 visade några karakteristiska olikheter mellan fördelningarna av 3 bedömares genomsnittliga skattningar (se Fig. 10). Elever tillhörande kategori 1 uppvisade i de flesta fall högre intervariabilitet än de övriga, så som framgår av fördelningskurvorna. Deras kurvor voro också oftare två-toppiga. För några av dragen visade kurvorna tendens till snedhet åt olika håll. Detta innebar, att elever i kategori 1 oftare skattats såsom opportuna, osäkra, lättirritabla och mindre uthålliga än de i kategori 2. Bedömarna ha vid skattningarna givetvis vetat om elevernas kategori-tillhörighet.

IV. I en karakteristik av kategorierna med hänsyn till erhållna resultat (se s. 282 d. a.) kunna följande huvudpunkter angivas, a) den genomgående tendensen till större intervariabilitet i fråga om såväl testprestationer som skattningar av personlighetsdrag i kategori 1 jämfört med övriga kategorier, b) den intermediära karaktären hos kategori 2. I de flesta fallen ligga denna kategoris genomsnittsresultat *mellan* de båda övrigas, c) graduella övergångar förekomma mellan kategorierna.

De båda sistnämnda förhållandena innebära, att personlighetsavvikelser i den förut angivna betydelsen korrespondera med avvikelser från normalitet, med »normal» i betydelsen av statistiskt medelvärde.

V. De skalor för individuell nivåbestämning, som konstruerats, visade olika grad av korrelation med kriteriet (kontrast-grupp-kriterium). Sammansatta poängtal enligt Metod A gåvo korrelationer från .42—.81 och enligt Metod B från .47—.74 i de ursprungliga grupperna och från .38—.96 resp. .42—.83 i de grupper, som uttagits för korsvalidering. På den generalisationsnivå, som representeras av sammansatta poängtal, voro korrelationerna av samma storleksordning för båda metoderna (A och B). Detta gällde såväl i de ursprungliga som i de efterprövade grupperna (se s. 365 d. a.). Korrelationerna mellan Index och kriterium voro däremot högre, om Index erhållits enligt Metod A än enligt Metod B. Detta gällde för både ursprungliga och efterprövade grupper. Dessa korrelationskoefficienter uppgingo i samtliga fall till .90 eller däröver (se s. 365 d. a.). Fördelningarna av Index i den sammansatta population, som konstruktionen av Index grundats på, voro bi-modala, mera markerat för Metod A (se Fig. 16) än för Metod B (se Fig. 17). Detta är den sannolikaste förklaringen till att så höga koefficienter erhållits. En uppskattning av skalornas validitet, under hänsynstagande till de ingående variablernas reliabiliteter och till resultaten av korsvalideringen, visar, att denna för de sammansatta poängtalens del går från c:a .40 till .80, och i fråga om index är det osannolikt, att validitetskoefficienten i något fall överstiger .80, beroende på vad som tidigare sagts om fördelningarnas form (se s. 368 d. a.). Vid experimentellt konstanthållande av prestationen i det använda grupptestet för intelligensundersökning sjönko korrelationerna med kriteriet något. Detta gällde såväl i Index A som i Index B, båda i de ursprungliga och i de nytillkomna grupperna (se ss. 369—370 d. a.).

VI. Undersökningar av de medelst skalorna erhållna nivåvärdenas samband med bakgrundsdata och personskattningar gåvo till resultat,

att i kategori 1 positiva samvariationer oftast uppkommit mellan nivåvärden och bakgrundsdata, »skallskador» resp. »trots, egensinne, lynnesutbrott» etc. I kategori 2 uppkommo, med ett undantag, inga signifikanta positiva samvariationer. Den uppställda hypotesen (H 17) (se s. 374 d. a.) antog, att positiva signifikanta korrelationer skulle uppkomma mellan nivåvärden och bakgrundsdata. I det övervägande antalet fall blev den icke bekräftad för ensidigt signifikanstest. Av de skattade personlighetsdragen visade en del signifikanta samband med nivåvärdena. Dessa »drag» voro oftast sådana som karakteriserat ett konkret och overt beteende, främst avseende sociala situationer. Mindre konkreta och mer coverta »drag» gåvo däremot inga signifikanta samband med nivåvärdena. Forskningshypotesen (H 19) ställdes för tvåsidigt signifikanstest (se s. 391 d. a.). I flertalet fall blev den icke bekräftad.

VII. Resultaten av undersökningar av samband mellan den sociala prognosen å ena sidan och bakgrundsdata, nivåvärden och personskattningar å andra sidan, blevo i det alldeles övervägande antalet fall negativa med hänsyn till de uppställda hypoteserna (H 21, H 22, H 23) (se s. 406 d. a.). I kategori 1 korrelerade bakgrundsdata, »tidigare vistelse på ungdomsvårdsskola» resp. »psykopatidiagnos», med den sociala prognosen. I kategori 2 erhölls en signifikant korrelation mellan uppgift om »skallskada» och social prognos. Nivåvärden och social prognos gav en signifikant korrelation i kategori 2, då nivåvärdena utgjorts av sammansatta poängtal i MMPI. Mellan social prognos och personskattningar erhöllos i vardera kategorien en signifikant korrelation. Den gällde i ena fallet »vårdslös i detaljer» etc., i andra fallet »känsloflack, oberörd likgiltig». Hypoteserna ha ställts för ensidiga test för att undersöka samband mellan social prognos och bakgrundsdata och för tvåsidiga test vid undersökning av samband med nivåvärden och personskattningar.

VIII. *Rekonstruktion av HA och HB*

Innan vi gå in på en diskussion av de erhållna resultaten och konfrontera dessa med tidigare teorier och erfarenheter, skola vi först rekonstruera våra båda huvudhypoteser HA och HB. De formulerades tidigare (i Kap. VII) med hänsyn till i instrumenten ingående *variabler*. Med de metoder för kombination av variablerna, som presenterades i Kap. VIII, kunna vi nu få ett uttryck för varje *instruments* grad av förmåga att utskilja grupperna enligt i hypoteserna antaget sätt. Vi formulera då hypoteserna med hänsyn till utfallet i de 6 *instrument*, vilka legat till grund för konstruktionen av sammansatta

poängtal, men i övrigt helt i enlighet med de tidigare formuleringarna. Dessa rekonstruktioner av HA och HB kalla vi HA_2 och HB_2.

HA_2: I instrument 1, 2 och 3 utskiljas eleverna i kategori 1 från övriga kategorier elever.

HB_2: I instrument 4, 5 och 6 utskiljas eleverna i kategori 3 från övriga kategorier elever.

Prövas HA_2 för ett instrument i sänder, först på grundval av sammansatta poängtal enligt Metod A, visar det sig (se tabell 115):
att HA_2 konfirmerats för instrument 1, 2 och 3, och
att HB_2 konfirmerats för instrument 5 och 6 men ej för instrument 4.

HA_2 är således konfirmerad i sin helhet och HB_2 för två av instrumenten men ej för det tredje. HB_2 är alltså endast partiellt konfirmerad.

Dessa resultat gälla, om skalorna utgjorts av sammansatta poängtal enligt Metod A. Vi pröva nu hypoteserna för samma instrument men på grundval av sammansatta poängtal enligt Metod B. Det visar sig nu (se tabell 118):
att HA_2 konfirmerats för instrument 1, 2 och 3, och
att HB_2 konfirmerats för instrument 4, 5 och 6. Båda hypoteserna äro sålunda helt konfirmerade, då de sammansatta poängtalen erhållits enligt Metod B och signifikansanalysen utförts medelst »χ^2 för oberoende». De första tre instrumenten ha således enligt båda metoderna (A och B) diskriminerat kategori 1, de sista tre oftast kategori 3, dvs skiljelinjen har i första fallet gått mellan de psykiskt abnorma vanartiga och de två andra kategorierna, i senare fallet oftast mellan kategori 3 (de »normala») och båda vanartsgrupperna (antingen dessa utgjorts av »psykiskt abnorma» eller övriga vanartiga). Nu menar Eysenck (1952 s. 152), att prestationer i sådana variabler, som ingå i våra tre första instrument (1, 2, 3), äro intimt förknippade med nervsystemets strukturella egenskaper och därför sannolikt hereditärt betingade. Med denna utgångspunkt synes emellertid ett antagande om lesionellt betingade faktorers (sequelæ efter skallskador t. ex.) inverkan på nämnda prestationer även kunna vara rimligt. Hereditet eller lesioner, eller båda i förening, skulle då vara förklaringsgrunden till de erhållna resultaten (HA_2). Beträffande herediteten föreligga signifikanta differenser mellan kategori 1 och 2 (se tabell 8) däremot ej i fråga om uppgift om skallskada. Dessa skadors olika följdverkningar motsäga dock icke, att skadorna i kategori 1 kunna vara sådana, som mer genomgripande ha påverkat personligheten. Förhållandet kan också vara det, att vissa individer på grund av sin konstitutionella utrustning eller på grund av sitt allmänna beteende (här asocialt beteende), eller båda dessa orsaker i förening, lättare råka ut för skall-

skador än andra. De lesionella faktorernas kausala betydelse kan i så fall ifrågasättas. Enligt Ekblad (1945 s. 170) skulle 21 % av 21-åriga värnpliktiga ha åsamkat sig skallskada med förlust av medvetandet. De procenttal, som råkat ut för skallskada i våra kategorier 1 och 2 (se tabell 8), uppgå till 22,7 % resp. 20,3 %. Skadorna äro således inte mer frekventa än i normalbefolkningen, men de kunna ha haft allvarligare följdverkningar. Vidare äro våra klientel genomsnittligt yngre än Ekblads. Detta innebär, att procenten skallskador *kan öka* från 17—21 år. Minska kan den i alla händelser icke. Ekblad anger (s. 167) procenttalet skallskador hos dem, som klassificerats som »psychopaths», till 35 %.

Resultaten enligt HB_2 tyda på att hög grad av konformitet råder mellan vanartsgrupperna i dessa instrument, uppseendeväckande hög i t. ex. MMPI.

DISKUSSION

Avsikten med detta arbete är att jämförande undersöka grupper av elever vid ungdomsvårdsskolorna, dels sådana som vistas å skola för psykiskt abnorma vanartiga, dels sådana som vistas å skola för normala vanartiga, båda dessa grupper i sin tur jämförda med grupper av normala icke vanartiga elever. Tanken har därvid varit, att de personlighetsavvikelser, som inrymma bl. a. begreppet psykopati och dessas relation till vanarten, skulle komma att ställas i en ny belysning genom användning av en kvantitativ metodik (se s. 3 d. a.). Huvudproblemet har gällt möjligheterna att finna några kvantitativa psykologiska skillnader mellan dessa tre kategorier av elever: de psykiskt abnorma vanartiga, de normala vanartiga och de normala icke vanartiga (se s. 6 d. a.). Svaren på de uppställda frågorna ha givits i sammanfattningen av undersökningsresultaten.

Vi skola nu diskutera de erhållna resultaten och söka ställa in dem i ett större sammanhang och därvid konfrontera dem med tidigare teorier och fynd.

Ett incitament till våra undersökningar har bl. a. varit uttalandet om avsaknaden av »objektiva, experimentalpsykologiskt bestämbara mått», användbara vid differentieringen av klientel till en anstalt för psykiskt abnorma vanartiga (se s. 109 d. a.). I andra sammanhang har det sagts, att avvikelser från vad som kallas normalt icke äro mätbara (se s. 24 d. a.), eller att svårigheter vid diagnosticering av s. k. psykopater bl. a. sammanhänga med, att några mätinstrument därvid icke stå till buds, och att de abnorma personlighetsdragen icke äro experimentellt bestämbara, såsom fallet är med intelligensrubbningarna (Rylander & Bendz 1947 s. 101), eller att uppskattning av graden

av utveckling på känslo- och viljelivets område ställer sig svårare än uppskattning av graden av intellektuell utveckling, och att någon kliniskt användbar metod för mätning av »karaktärsåldern» eller dylikt ej finnes (Lundqvist 1952 s. 121). Nämnda uttalanden kännetecknа framför allt den praktiskt inriktade och verksamme klinikerns syn på frågorna om avvikelser från normalitet och diagnosen »psykopati». Ett mer eller mindre uttalat behov av praktiskt användbara *mätningsmetoder* har otvivelaktigt framskymtat. Innan sådana praktiska behov kunna tillgodoses, måste de uppställda frågorna underkastas en genomgripande teoretisk utredning. Växelverkan mellan praktiska behov och teoretiska intressen torde i hög grad ha verkat befruktande på det område inom psykologien, till vilket bl. a. begåvningsforskningen hör. Detta område, differentialpsykologien, har i vårt fall fått släppa till de metoder vi arbetat med. Riktpunkten vid undersökningarnas igångsättande var att söka angripa problemen med hjälp av en huvudsakligen kvantitativ metodik (se s. 3 d. a.). Syftet har därvid varit mindre betingat av en strävan efter mätningsmetoder, omedelbart användbara för praktiska behov, än fastmer ett teoretiskt intresse för mätningsproblemet som sådant inom ett gebit, där skiljaktiga uppfattningar länge varit förhärskande. De mätningsmetoder, som erhållits i och med konstruktionen av skalor för individuell nivåbestämning, kunna sägas vara långt ifrån fullkomliga, men de ha i alla händelser givit möjligheter till en teoretiskt utredande analys av problemet om vanart och personlighetsavvikelser, som dem förutan icke skulle ha kunnat företagas. Fortsatta undersökningar få avgöra deras slutliga värde för praktiska syften. Redan står det emellertid klart, att skalorna tillåta en bestämning av grupptillhörigheten — abnorma vanartiga gentemot normala icke vanartiga — med relativt hög grad av säkerhet, men att de däremot icke kunna förutsäga vilka individer, som i en vanartsgrupp bli socialt lyckade fall eller motsatsen. Härvidlag torde arten och graden av tidigare vanart vara det mest utslagsgivande. Möjligheterna av att förutsäga en individs kommande grupptillhörighet, innan någon institutionalisering ägt rum och enbart på grundval av mätta personlighetsavvikelser, äro emellertid helt beroende av undersökningar av en normalpopulation av tillräcklig omfattning i de aktuella åldrarna. Några sådana undersökningar ha ännu icke företagits.

Det måste dock fastslås, att de avvikelser från normalitet, som mätningarna uppdagat, väl korrespondera med personlighetsavvikelser, så som dessa tidigare definierats (se s. 2 d. a.). De erhållna sambanden med andra data, främst personskattningarna, göra det vidare troligt, att de funna avvikelserna äro sådana, som kunna anses vara

förknippade med de undersöktas personlighet (se s. 6 d. a.). Resultaten visa även, att åtskilliga metoder, vilka på goda grunder antagits skola komma att differentiera mellan grupperna, icke ha förmått åtskilja dem. Dessa till synes negativa resultat ha givetvis icke ringa betydelse i en studie som denna, som till sin uppläggning haft en så klart vägröjande karaktär. Men denna uppläggning har tyvärr också haft till följd, att många frågor ha fått lämnas obesvarade, andra ha blott kunnat besvaras ofullständigt. Ytterligare några ha fått lämnas på ett tidigare stadium av analysen än vad materialet givit möjligheter till, på grund av risken att helheten annars skulle ha gått förlorad.

Utgångspunkten för undersökningarna har icke varit någon speciell teori om sambandet mellan vanart och personlighetsavvikelser. Icke heller ha vi utgått från någon viss teori om psykopatibegreppet. Den definition av detta begrepp vi närmast anslutit oss till är Preu's (se s. 48 d. a.). Dess karaktär av uteslutningsdefinition tillåter disparata uppfattningar att rymmas inom begreppet. Den utförda funktionsanalysen har bl. a. fått lämna riktpunkter för valet av metoder. Konfronteras undersökningsresultaten med de tidigare genomgångna vanartsundersökningarna (Kap. II s. 16 d. a.), tilldrar sig Burt's slutsatser speciellt intresse (se s. 36 d. a.). För honom är avskiljandet av »psykopaterna» en fråga om ett gränssättningsproblem i en kontinuerlig variation, emedan han ej kunnat iakttaga några symptomatiskt klart avgränsade grupper. Våra resultat äro sådana, att de låta sig väl förena med ett sådant synsätt. Praktiska skäl få då avgöra, var gränsen bör sättas, dvs vilka elever som äro bäst lämpade för att erhålla vård å den ena eller andra typen av institutioner, på samma sätt som avskiljandet till hjälpklass eller särskola nu betingas av de undervisnings- och vårdmöjligheter, som den rådande skolformen erbjuder.

Vi ha förut (se s. 52 d. a.) diskuterat tre bidrag till teoribildningen kring psykopatibegreppet, som ansetts fordra särskilt hänsynstagande på grund av deras divergerande syn på problemet. Dessa tre voro från Partridge (1930), Alexander (1930) och Kahn (1931). Låt oss då se vilken av dessa tre teorier, som våra resultat närmast stödja.

Partridge föreslår, att en separat diagnostisk enhet kallad »sociopati» borde införas som ersättning för psykopatibegreppet. Vi ha nu funnit, att social missanpassning förelegat hos båda kategorierna vanartiga, och att det instrument, MMPI, som bl. a. innehåller en variabel, Pd, som främst anses mäta graden av emotionell anpassning, men indirekt också social anpassning, icke differentierat mellan de båda kategorierna vanartiga. Båda kategorierna äro enl. Partridge att anse som »sociopatiska», emedan de visat bristande anpassning till sam-

hällets krav och i ett instrument, bl. a. mätande graden av sådan anpassning, uppvisat nära identiskt lika resultat. Nu ha emellertid andra differentierande kännetecken mellan kategorierna erhållits. I ett antal andra instrument (1—3) utskildes den psykiskt abnorma vanartsgruppen från de båda andra kategorierna elever. Våra resultat stödja därför icke Partridge's teori om social missanpassning som det enda dominerande patognomoniska symptomet. Det finnes där, men andra särskiljande kännetecken måste tillkomma.

Alexander menar, att beteckningen neurotisk lika väl kan appliceras på en individ, som utvecklar ett socialt avvikande beteendemönster, som på en individ, som utvecklar en bestämd (neurotisk) symptomflora. Den tillämpliga diagnosen i förra fallet skulle då vara »karaktärsneuros». Alexander's fyra grupper av psykopatologiska reaktioner (se s. 52 d. a.) uppställas med utgångspunkt från jagets förmåga att undertrycka omedvetna (eller undermedvetna) impulser. Neurotikern säges ha den största förmågan härtill, den »verkligt kriminelle» den minsta. Man får antaga, att den normale i detta avseende kommer att placeras mellan dem, som lida av neuros och »karaktärsneuros», om systemet skall gå i lås. Att då använda begreppet »karaktärsneuros» om dem, som visserligen äro avvikande från normalitet, men i en riktning motsatt neuros, synes vara begreppsmässigt vilseledande. Vi ha visserligen icke erhållit några resultat, som innebära, att de vanartiga i kategori 1 skulle vara mer neurotiska än normala (se resultaten i MMPI och Ord-associationstestet), men icke heller erhållit resultat, som skulle kunna tyda på motsatsen. Resultaten stödja icke Alexander's teori, men de motsäga den heller icke.

Kahn anser, att ingen skarp åtskillnad kan göras mellan »normal» och »psykopatisk» personlighet (se s. 52 d. a.). Inga personlighetskomponenter eller drag finnas, som icke också finnas hos den normala personligheten. Skillnaden mellan de två är kvantitativ. Såtillvida stämma våra resultat väl överens med Kahns. Social missanpassning är för Kahn det viktigaste kännetecknet på »psykopati». Något därutöver tillkommande har icke angivits. Vi ha däremot erhållit differentierande kännetecken mellan de båda kategorierna vanartiga, och resultaten passa därför icke särskilt väl in på Kahns teori. Då emellertid de normala vanartsgruppernas resultat i det alldeles övervägande antalet fall låga mellan de båda andra kategoriernas, är dock Kahns teori den av de tre, som bäst stödjes av de erhållna resultaten.

Personlighetsavvikelser och neuros. Förhållandet mellan »psykopati» och neuros har tidigare (se s. 114 d. a.) berörts. Någon experimentell avgränsning av psykopatibegreppet åt neuroshållet kunde icke göras på grund av bristande tillgång på härför lämpade kriteriegrup-

per. I MMPI karakteriseras neurotikerna främst av att de komma upp till höga värden i vad som kallats »den neurotiska triaden», nämligen skalorna Hs, D och Hy. Dessa tre bilda ett »cluster». Ett annat sådant »cluster» inkluderar skalorna Pa, Pt och Sc. I neurotiska och psykotiska grupper kunna båda dessa »clusters» vara förhöjda. Hos dem som lida av »character disorders» är detta mindre vanligt, det vanligaste är en förhöjning av Pd, med Pa, Pt och Sc bildande en platå, samt en lätt förhöjning av Ma. Balansen mellan å ena sidan Hs, D och Hy och å andra sidan Pa, Pt och Sc kan vara olika. Om värdena i de sistnämnda skalorna äro högre än i övriga skalor, kan kurvan kallas positiv, om de äro lägre, kan den kallas negativ (Gough i Weider 1953, Vol. II s. 553). MMPI-profiler, indikerande negativa kurvor, ha visat ytterst ringa förekomst i våra vanartsgrupper. Genomsnittsprofilen är tydligt två-toppig med en topp i Pd och en i Sc. Lövstagruppen har dessutom en topp i Pa. Enligt nämnda uttalande skulle ingendera av vanartsgrupperna kunna karakteriseras som neurotisk. I atlasen för MMPI (Hathaway & Meehl 1951 s. xxxii) äro vanliga coder för neurotiker av olika typ (Hypokondriker resp. »mixed psychoneuroses») 13, 21 och 31 resp. 31, 23 och 21. Hos sådana som diagnosticerats som »psychopathic personalities, asocial types» resp. »psychopathic personalities mixed types» äro coderna 48 och 49 resp. 48 och 46 vanligast. En codning av genomsnittsprofilen för båda vanartsgrupperna enligt samma system ger siffrorna 48 som de första i coden. Detta tyder på, att de missanpassningssymptom, som instrumentet otvivelaktigt ger utslag för i våra vanartsgrupper, icke äro sådana som kännetecknа vuxna neurotiker. Vid undersökningar i samband med psykologisk rådgivning av studenter med främst studiesvårigheter (i Uppsala) har det visat sig (opubl. unders.), att dessa personers genomsnittliga profil representeras av coden 27. Den genomsnittliga profilen för svenska studenter i allmänhet liknar i mycket högre grad den ursprungliga standardgruppens än vad den liknar vanartsgruppernas. Några egendomligheter i samband med instrumentets överflyttande till svenska förhållanden tycks inte ha inträtt, som kunna leda till den misstanken, att missanpassning av vad slag det vara månde, neurotisk eller ej, skulle ge upphov till en sådan profil som vanartsgruppernas. Andra försök att överflytta instrumentet till ett annat språk- och kulturområde (Rand 1956 och Sundberg 1956) ha visat, att avvikelser i förhållande till originalversionen visserligen uppkomma men icke i en sådan utsträckning och på ett sådant sätt, att våra resultat skulle kunna vara på något sätt beroende härav.

Undersökningarna med Ord-associationstestet visade, att associationsstörningarna i »psykopat»-gruppen visserligen äro mera frek-

venta än i de andra grupperna, men också att de »psykopatiska» eleverna icke blevo speciellt störda av vissa ord, kallade traumatiska och avsedda att uppväcka sådana emotionella komplex, som hos speciellt neurotiker antagits vara för handen. I BPI åtskildes icke vanartsgrupperna i neurosvariabeln (I) men däremot Lövsta-gruppen och normalgruppen. Signifikanta samband ha erhållits även mellan BPI och nervösa symptom enl. anamnesen i Lövsta-materialet. Det är tydligt, att resultaten innebära, att neurotiskt beteende icke är utmärkande för vare sig de psykiskt abnorma vanartiga eller övriga vanartiga *i genomsnitt*. Detta hindrar givetvis icke, att enstaka individer kunna vara mer eller mindre starkt neurotiserade, vilket det ovan nämnda signifikanta sambandet ger en antydan om. Exempel finnas på författare, som hävda, icke bara att »psykopati» och neuros icke ha något med varandra att skaffa, utan som t. o. m. gå så långt att de mena, att psykopatisk personlighet är den motsatta ändpunkten på en skala, som går från psykoneurotisk personlighet (Thompson 1953 s. 8 och s. 51, Fig. 2, jfr Hathaway & Monachesi s. 98 d. a.). Begreppet »karaktärsneuros» måste anses vara vilseledande som beteckning för vad andra kallat »psykopati», om våra resultat ställas in i ett större sammanhang, åtminstone om begreppet inkluderar något av det, som har med neuros i vanlig mening att göra. Menar man att så icke är fallet, är ju redan detta ett skäl för att icke använda begreppet »karaktärsneuros».

Personlighetsavvikelser och social prognos. Undersökningarna ha visat ringa samband mellan olika slag av nivåvärden (testdata) och den sociala prognosen. Några signifikanta samband erhöllos blott i liten utsträckning även mellan andra data (bakgrundsdata och personskattningar) och den sociala prognosen. Bortsett från att tidsintervallet mellan huvudundersökning och follow-up varit kort (3 år), hade nog fler signifikanta samband väntats uppkomma. Uppfattningen om ett lineärt samband mellan personlighetsavvikelser och social prognos är dock på intet sätt a priori giltig. Ej heller föreligga några tidigare empiriska bevis för att så skulle kunna vara fallet. De mest avvikande kunna omhändertagas på ett sådant sätt, att de sakna tillfälle att begå nya brott. För andra kunna åtgärder vidtagas, som verka i kompensatorisk riktning. Alla de olika slag av faktorer, som möta den utskrivne, torde vara synnerligen svåra att bringa under vetenskaplig kontroll.

Personlighetsavvikelsernas etiologi. Avsikten med våra undersökningar har icke i första hand varit att utreda vare sig vanartens eller personlighetsavvikelsernas etiologi utan att undersöka förhållandet mellan vanart och personlighetsavvikelser. I någon mån ha dock resul-

taten givit aspekter på personlighetsavvikelsernas tänkbara uppkomstorsaker. För uppkomsten av den form av personlighetsavvikelse, som kallats »psykopati», nämner Thompson (1953 s. 10) tre teorier. Den första innebärande att huvudsakligen psykogena faktorer äro verksamma, den andra att det är fråga om organiska faktorer. Den tredje teorien går ut på, att miljö-faktorer verka på en organiskt defekt hjärna med »psykopatisk» personlighetsavvikelse som följd. Renodlade representanter för den förstnämnda teorien äro mindre ofta förekommande. Uttalanden, representativa för de båda andra, äro då vanligare. Organiska faktorer såsom skalltraumata och vissa hjärnsjukdomar bruka efterlämna defekttillstånd, vilka kunna te sig på samma sätt som en medfödd psykopati (Lundqvist 1938). Dessa defekttillstånd ha ibland räknats till psykopati ibland icke (jfr Rylander & Bendz 1947 s. 100). Hereditetens roll har ofta kraftigt betonats som tänkbar orsaksfaktor, och »psykopatien» har ofta ansetts vara konstitutionellt betingad (Ibid. s. 99, Thompson 1953 s. 11), men prenatala, natala och postnatala faktorer ha även antagits vara verksamma för uppkomsten av »psykopati» (Ibid.). Thompson (1953 s. 13) nämner förlossningsskador, hjärninfektioner och skallskador som de mest bidragande härvidlag. Dessa skador skulle då ha hämmat hjärnans normala mognadsprocess. »Psykopaten» har fixerats i ett mindre moget stadium, menar Thompson (s. 16). Fixationen innebär ett tillstånd av regression, som kan te sig som psykogent, men som i dessa fall kan ligga på en neuropatologisk basis (Ibid. s. 17). Ehuru talrika exempel på cerebrala traumas samband med uppkomsten av »psykopati» kunna givas, anser dock Thompson icke, att detta är tillräckligt för att kunna säga att »post-conceptional cerebrum traumatizing factors are of the utmost importance in its causation» (Ibid. s. 21).

Vad vi i våra undersökningar funnit, som kunna belysa frågan, är det faktum, att uppgifter om skallskador i betydligt större utsträckning korrelera signifikant med såväl nivåvärden som andra data, än vad uppgifter om herediteten göra. Skola några slutsatser kunna byggas på detta, så måste vi veta, om båda slagen uppgifter, skallskador och hereditet, äga lika hög grad av pålitlighet. Som förut nämnts (s. 124 d. a.) ha vi icke haft möjligheter att tränga bakom de uppgifter, som meddelats i läkarutlåtandet. Om vi antaga, att båda slagen uppgifter haft samma grad av pålitlighet, så är det tydligt, att undersökningarna visat, att skallskadorna få sägas ha större etiologisk betydelse än en »dålig» hereditet, innebärande att nära anhöriga vårdats på sinnessjukhus, m. a. o. lesionella faktorer synas förtjäna minst lika stor uppmärksamhet som tidigare de konstitutionella ha åtnjutit.

Undersökningsresultaten utsäga icke något om orsakerna till van-

arten överhuvud. Något sådant har heller icke ingått i problemställningarna. Personlighetsavvikelser få i en del fall tänkas vara en viktig etiologisk faktor att räkna med. Många vanartiga uppvisa »normala» eller i stort sett »normala» personlighetsdrag, trots att deras beteende i vissa sociala sammanhang är avvikande från genomsnittets.

Några synpunkter på diagnosfrågan. Det har flerfaldiga gånger påpekats, att psykopatidiagnosens vara eller icke vara gjorts till föremål för hetsig debatt. Arbetet har icke varit avsett som ett inlägg i denna debatt. Vi ha icke undersökt några klientel av vuxna »psykopater». Synpunkterna gälla därför endast vad vi kommit fram till vid undersökningar av personlighetsavvikelser hos vanartiga. Jämförelser mellan grupper av psykiskt abnorma vanartiga med ett 5—7 årsintervall visa, att procenttalet fall diagnosticerade som »psykopati» sjunkit avsevärt under mellanliggande period. Däremot ha uppgifter om »drag tydande på psykopati» numeriskt ökat. Undersökningar av sambanden mellan nivåvärden och bakgrundsdata visa, att det i betydlig utsträckning inträffat, att uppgifter om »trots, egensinne» etc. ge upphov till signifikanta samband. Däremot är detta mindre vanligt ifråga om psykopatidiagnoserna.

Användningen av diagnosen psykopati är följaktligen intimt förknippad med vederbörande diagnostikers allmänna synsätt, men där iakttagelser av drag, uttryckligen angivna såsom tydande på psykopati, ha gjorts, ha dessa uppgifter på ett meningsfullt sätt visat sig samvariera med de här erhållna undersökningsresultaten.

Kapitel XII

SUMMARY

DELINQUENCY AND PERSONALITY DEVIATIONS

INTRODUCTION

The present volume is concerned with problems outlined in the title of this chapter. It deals with differential psychological investigations of male pupils at State Training Schools (ungdomsvårdsskolor) for delinquent boys in Sweden.

The basic problems in this investigation could be formulated in the following way. It has often been emphasized that personality deviations, especially those termed psychopathic personality, psychopathic deviation etc. are important etiological factors in delinquency. These deviations, it has sometimes been said, are not measureable, and therefore the diagnoses of psychopathy and the like are for the most part founded on personal impressions by a clinically oriented diagnostician. Here the actual problem is, whether there are any measurable psychological differences between so-called normal and abnormal delinquents and non-delinquents of the same ages, and whether any differences exist between the two groups of delinquents. In order to throw light upon this matter, our investigations have been made on three categories of subjects. 1. delinquent "abnormal" boys, 2. delinquent "normal" boys, and 3. non-delinquent "normal" boys. All these three categories of subjects have gone through a battery of psychological tests (the variables are reported in table 78), some conventional and some newly constructed. The manner in which the tests discriminate among the categories has been studied. From the case-histories of the pupils, a number of available background data have been collected. These data concern family- and home-relations as well as head-injuries and nervous symptoms (the data are reported in table 8). The pupils have been rated on 9-step graphic rating scales in 12 personality traits by three raters, independent of each other, from the staffs of the respective

schools (see Fig. 10). At each of the State Training schools a follow-up study has been made three years after the main investigation. The principal results are founded on these four bodies of facts: (1) the tests, (2) the background data, (3) the personality ratings and, (4) the follow-up studies with regard to the social careers of the pupils three years later.

The covariations among these four groups of data are then subjected to investigation. Prior to this six scales have been constructed, which render it possible to make individual determinations of the actual level in a single instrument, consisting of a number of variables here called a "composite score", or determinations of the total level, here called "index", in several instruments.

The scales were concurrently validated with the contrasted-group method, here normal boys versus delinquent abnormal boys. Three of the scales were then crossvalidated some years later (Chap. VIII). The covariations between scale-values and background data, personality ratings and social prognosis have been studied (Chap:s IX and X). In a final chapter (XI) the results are compared with prior theories and findings concerning delinquency and personality deviations.

In Sweden the State Training Schools are organized according to age and mental state of the pupils. There are schools for boys, 10—15 years of age (skolhem), with an ordinary elementary school program, and schools for older boys, 15—20 years of age (yrkesskolor) with a vocational training program, mostly industrial in character. The State Schools for delinquents are i. a. divided into schools for "normal" boys and schools for boys with mental abnormalities (psychopathic personalities, psychopathic deviations or briefly "psychopaths"). Among the pupils of the latter schools, half of them come directly from the Swedish substitute for juvenile courts, Child Welfare Boards, ("barnavårdsnämnder", see Sellin 1949) after a central trial of the case by the educational bureau of the Royal Board of Administration of Social Welfare (Kgl. Socialstyrelsens skolbyrå). The other half of the pupils of this category are committed from the State Training Schools for "normal" delinquent boys by request of the director and the psychiatric adviser of these schools. The motives for commitment are mostly that the delinquent deviates too much from the other pupils in behaviour and conduct, that he does not conform to the re-educational program of the present school, and that special measures are necessary for his correction and social upbringing. For these reasons his removal to the special institution for psychopathic deviated delinquent boys can be recommended. The latter institution (Lövsta) is the only one of this kind for delinquent boys in the whole country. Lövsta-school is divided in two sections, one for younger boys (skolhem) and one for older boys (yrkesskola). The schools for "normal" delinquent boys are either "skolhem" or "yrkesskolor". The three categories of groups are named in the investigations by their own names, according to the following plan:

	I 10–15 years old	II 15–20 years old
category 1	Lövsta skolhem	Lövsta yrkesskola
» 2	Folåsa skolhem	Sundbo yrkesskola
» 3	Uppsala folkskolor	Centrala Verkstads-skolan.

The school in category 3 I is an ordinary elementary school, the school in category 3 II is a vocational (industrial) training school for normal non-delinquent boys. Groups and number of individuals, who on the whole have participated in the experiments, are reported on p. 122.

Because of the distinctive character of the investigations that is to say, *field-studies*, the requirement that all the tests should be taken by all the subjects could not be carried out. Therefore, the number of participating subjects from each school is reported for each test or experimental situation.

The investigations are mostly exploratory in character with a rather broad manner of approach and the whole study is best distinguished as a pilot study. The reason for this is that since 1918 in Sweden there have not been any studies in this actual area carried on from a psychological point of view, while some psychiatric investigations have been performed in this field. One investigation has treated the subject from a rather psychological-sociological point of view.

The volume is divided into three parts. The first part presents a critical survey and analysis of the scope of the problems; the second part concerns quantitative differences, and the third one deals with functional relationships.

A brief survey of the content and principal results of the study is given below.

PART I

An important question in framing the problem is: "How has the special group within a delinquent clientele which is designated as mentally abnormal, originated, and how are certain individuals assigned to this group?"

In order to answer this question an historical survey is given of the development of the organization of State Training Schools in Sweden, with emphasis placed on differentiation of the clientele designated as mentally abnormal or "psychopathic" pupils (Chap. I). The survey also gives information as to how one has proceeded at different times both technically and administratively, with the differentiation, and

which factors could possibly have contributed to an individual's being placed in one group or another. Further it is pointed out that the special institution for the mentally abnormal pupils in the State Training Schools, from an organizational point of view, belonged to and still belongs to the State Training Schools; it is intended to serve exclusively the clientele of these schools, and the pupils are moved rather frequently from one category of school to another. Chapter I ends with an account of the present organization of the State Training Schools, and with an account of the principles of differentiation which are applied.

A survey of the literature on delinquency (Chap. II) reveals that in several representative investigations it was often considered possible to point out features of personality deviations, frequently designated as "psychopathic personality" or the corresponding for delinquents, to a greater extent than can be expected in a comparable normal population. The percentage of "psychopathy" found among the various delinquent clientele in the investigations which were examined, varies greatly, from a few percent up to 50 to 60 percent (see table 1). Data in the literature from other investigations than those referred to, confirms the large variability of the diagnoses of "psychopathy" among the different clientele. Variations in the frequency of psychosis in the same delinquent clientele is less (see table 2). This leads one to assume that the variability is due rather to different concepts of psychopathy with their accompanying differentiated norms for diagnosis, than to actual differences in the grouping of the clientele. An investigation of what is meant by the concept psychopathy is necessary in order to throw some light upon this question.

Such an investigation is carried out in Chap. III. This shows how interpretations of the concept have varied at different times and with different authors. In an effort to extract what is meant, in a general sense, and what the majority can be said to agree upon, an attempt is made at an analysis of functions by means of an inventory of the statements of 52 authors in regard to "psychopathy". Herewith a number of functions emerge which later lay the foundation for a proposal for determining functions on an empirical basis (see Fig. 1 a and 1 b, pp. 55-56). The functions which emerge give fixed points for the choice of tests included in the battery which is later applied to the mentioned groups.

In the program which we have outlined for our investigation we emphasize, among other things, that empirical, objective, and as far as possible, quantitative methods should be used. In the last chapter of Part I (Chap. IV) a survey is therefore given of earlier trials using

quantitative methods in the study of delinquency and personality deviations. The limitation to quantitative methods is not based on any fundamental reasons, but the choice between different methods must, in some way, be restricted. The methods which are examined are: Physiological Measurements, Scatter Analysis in scales for intelligence testing, Miniature Life Situations, standardized Case-History methods and Inventory-methods.

In going through the physiological measurement methods it was found that the EEG-technique had given some positive evidence for delinquents, "normal" and "abnormal", showing a higher degree of positive findings for the latter category than for the former. The results gained with this technique are, however, quite tentative, especially if it is a question of other conclusions than the establishing of a certain percent of curves characterized as "abnormal" in different delinquency clientele. Scatter analysis of intelligence test scales intended to catch personality characteristics of a non-intellectual nature, give far from unambiguous results. The technique called "Miniature Life Situations" proves to have been applied altogether too little to clinical material to make it possible to draw any conclusions concerning its use for our purposes. To a certain extent this is also true of the method which involves the standardizing of case-histories. Our study of different investigations using "Personality Inventories" indicates that a certain preference, with consideration for powers of discrimination, ought to be given to individually administered inventories, especially the MMPI. In a collocation results obtained with different methods (see table 3) are discussed, and a forecast is sketched showing how an investigation could be organized, taking into consideration the knowledge gained by studying the literature, as well as that acquired in other ways. Most of the earlier investigators have chosen to use one method, for example Rorschach, TAT or MMPI, rather than several methods or a whole battery of different tests. It is now suggested here that an attempt should be made, instead, to apply a battery of different tests as unlike as possible, but all of them taking into consideration the functions which were deduced in Chap. III.

PART II

This part opens with a section concerning the background for the investigation. An account is given of the organization, purpose, and extent of the investigation. On the question of validity we take the stand that the diagnosis as such, of psychopathy, is not suitable to use

as a criterion for validating. The vagueness of the concept of psychopathy and the impressionistic hazards in connection with diagnosing in this field, are given as reasons for omitting these diagnoses when validating. Instead, we refer to the actual existence of the various categories of pupils in the community, and assume that the everyday-life-situations, the demands of which the individual could not meet, have brought about a selection in a definite direction.

The practical problems met by one conducting field investigations of this kind are considered, and different solutions are discussed (Chap. V).

A descriptive account is given of the selected groups in relation to other groups of delinquents and groups of normal individuals, with regard to hereditary, lesional and social data (background data) obtained from available case-history material. The background data on which the characterization is based is reported in tables 4, 5, 6, and 7.

A significance analysis of a number of background data is made on two groups, one from Lövsta vocational school and one from Sundbo vocational school. Here significant differences are revealed between the two clientele in regard to certain data. Concerning some of the data, however, there are no statistically confirmed differences (table 8, where S means significance at the .01 level, s at the .02 level and (s) at the .05 level. 0 means that significance is not reached at the 5 percent level. This key holds true throughout the whole investigation).

Some social data have also been obtained from the normal groups used, which are compared with the institutionalized groups. Concerning these data all the groups show a moderate agreement. (Chap. VI.)

An account is then given of the psychological methods used, and of the results obtained. The methods used are:

1. Intelligence tests (individual, T.-M. and group, A.G.T.).
2. Reaction time in complex choice situations and intravariability in individual reaction time.
3. Tachistoscopic investigations.
4. Confidence.
5. Experimental conflict situations.
6. Cancellation.
7. Bourdon.
8. Perseveration (alternation tests).
9. Persistency (the History-test).
10. Bernreuter's PI.
11. MMPI.

12. Miniature Life Situations.
13. Word-Association-test (from Rapaport).

The results indicate that some of the methods used differentiate between on the one hand, the mentally abnormal delinquent groups, and on the other hand, the other groups; while some differentiate between on the one hand, the delinquent groups, and on the other hand the normal groups. In the great majority of cases the mentally normal delinquent groups occupy a middle position in relation to the others. The results of comparisons between the three categories of pupils are clearly seen in tables 12-77. A summary of the comparisons is shown in table 78.

Results of ratings of twelve personality traits, performed by three judges for each individual, show some disparities between ratings of pupils belonging to different delinquent categories. These judges have, however, known to which groups the pupils belonged, and this has probably influenced the ratings. (Results are seen in Fig. 10.)

The presentation in Part II ends with an account of the different groups with respect to the obtained results. The quantitative differences found throughout, between the categories, allow for their being consistent with a comprehension of the concept, personality deviation, as deviation from the normal, even in the sense statistical mean, and not only as an antithesis to pathological or abnormal. (Chap. VII.)

In Part III the functional connections between reciprocal test data as well as between this data and other selected data is treated.

PART III

In order to carry the analysis further a number of scales are now constructed for individual level-measurement. Of the instruments used the following six are chosen:

1. Reaction time in complex choice situations.
2. Intravariability in reaction time.
3. Experimental conflict situations.
4. Bernreuter's PI.
5. MMPI.
6. Word-Association-Test (from Rapaport).

These six are chosen with regard to the discriminating power of the variables, reliabilities and intercorrelations, and further with regard to the fact that the total number of instruments shall not be too large. The total number of variables is, however, so unwieldy that an analysis of covariations with other data would be too time-consuming.

Thus, as a result, the number must be reduced by integration of several variables to a level-value, which indicates the actual positions in a majority of variables forming an integral part of a single test instrument, or the level in several different instruments.

The next step, therefore, is to combine single variables in a composite score constituting the level-value in a single instrument. Then two ways are tried. The one implies the use of multiple correlation analysis and multiple regression equations in order to get the relative weights of the single variables. Prior to this the raw-scores were converted to "normalized" standard scores by transformation to McCall's T-score. (The means of the different variables in the three categories are shown in Fig. 11.) The other way implies an attempt to solve the problem by means of multiple cut off procedures with the dividing line reached by maximizing the χ^2-value of independence in 2×2 fold tables, where the attributes are the two contrasted groups, delinquent abnormal boys versus non-delinquent normal boys, and the frequencies to the left and right of the cutting line. Maximal χ^2 is reached by laying a cut between each class of observations in the distributions of raw scores. The cut giving the largest value of χ^2 is then considered as the ideal cut. The first way is labelled Method A and the second one Method B. The level-values obtained by both these methods are now called composite scores (means and distributions are shown in Figs 12, 13 and 14, 15 resp.).

The operations carried out according to Methods A and B now allow for integration of the data in a single instrument, for example, experimental conflict situations or MMPI, but not an integration of data obtained in several instruments. In order to carry the analysis one step further and to a higher level of generalization than that which is constituted by the composite scores, we now construct scales which are based on an individual's results in several instruments. The level-values which are obtained with these, we call Index. This is brought about now partly on the basis of Method A and partly with the help of the composite scores according to Method B. In the first case this implies a second multiple correlation analysis with new regression equations and a regression weight for every total instrument. The following instruments go into the construction of Index, Method A: 3. Experimental conflict situations, 5. MMPI, 6. Word-Association-Test. In the latter case, Method B, Index has been obtained by adding the composite scores which are arrived at by Method B in instruments 3., 5., and 6 (means and distributions of Index A and B are shown in Figs 16 and 17). The last three instruments were cross-validated some years later (T-scores of the MMPI in all four groups in Fig. 18).

The result of this was that the bi-serial correlation between instrument 3. and the criterion was remarkably lowered. Between instrument 5. and the criterion, the correlation was higher than the original one, and for instrument 6. the status in this respect was practically unchanged (see p. 365). As regards Index for both methods (A and B) the cross-validation showed somewhat lower correlations than in the original populations (see p. 365). A comparison between Method A and Method B shows that on the Index-level of generalization the former gives somewhat higher correlations with the criterion, but on the level of composite scores both methods are practically equal in this respect (Chap. VIII, especially p. 365).

The level-values which are obtained with the constructed scales are now placed in relation to background data and personality ratings. The research hypotheses are, in the former case, formulated for one-tailed tests of significance (Chap. IX: 1), and in the latter case for two-tailed tests of significance (Chap. IX: 2). The coefficients of correlations are point-bi-serial resp. bi-serial. The applied test of significance was a t-test for the difference between M_1 and M_2 in the dichotomized scales. The chapter (IX) ends with a discussion of the psychological implications of the findings reached.

The following section deals with the delinquents' social careers. A follow-up investigation was carried out three years after the main investigation and the following categories of prognosis were used: A: the social adjustment is satisfactory, B: dubious, and C: unsatisfactory. This categorizing was founded on the reports from the probation officers and on consultations with the staffs of the respective schools.

First the covariations between social prognosis and background data are examined, then the covariations between social prognosis and level-values, and finally between social prognosis and personal ratings (Chap. X: 1., 2., and 3.). The research hypotheses are in X: 1 formulated for one-tailed tests of significance, and in X: 2 and X: 3 for two-tailed tests. The co-variations are, in X: 1 and X: 3, expressed in C- and Q-coefficients, and in X: 2 in bi-serial r. The tests of significance used were in X: 1 and X: 3, χ^2-test of independence in contingency tables, and in X: 2 a t-test of the difference between M_1 and M_2. Most of the correlations here reached were insignificant. It must be pointed out, that three years is a rather short period for follow-ups in this field, but practical considerations made it impossible to follow the former pupils over a longer period of time. An ideal interval would have been at least ten years (Chap. X).

The last chapter in our investigation (Chap. XI) is entitled "Delinquency and Personality Deviations in Relation to the Results of this Investigation", and is a summing up of the general trends and findings of the study, with an attempt to compare them with earlier theories. These theories concern delinquency and personality deviations as well as the concept of psychopathic personality in general. The author here claims that the investigation shows that lesional factors, especially head-injuries, seem to play as great a role in the etiology of these personality deviations as, for instance, a "bad" heredity which has often been advanced as the principal cause of psychopathic personality; this seems to be implied in such terms as "psychopathic constitution", "constitutionally inferior" and similar terms.

As regards the diagnosis "psychopathic personality", an interesting result of this study is, that reports in the case-histories concerning "spite, obstinacy, rage or for that matter any traits implying psychophathy . . ." (code nr 25) show more significant correlations with the level-values than does the diagnosis "psychopathic personality".

RESULTS

The principal results of this study can be summarized in the following points.

I. A survey and analysis of the scope of the problems together with clinical observations of the actual clientele facilitated the setting up of a number of working hypotheses [H(1)-H(16), see p. 154], in which certain discriminations between the categories in the tests were assumed. Part of them [H(1), H(2), H(4), H(5), H(11), H(12), H(14), and H(16)] were confirmed, part of them [H(3), H(6), H(7), H(9), and H(15)] were not confirmed. Two hypotheses [H(10) and H(13)] were partially confirmed. These working hypotheses were tested in connection with the summaries of the findings in Chap. VII: 1-13 (see table of contents). A summary of the test-discriminations between the different categories is to be found in table 78.

II. Two main hypotheses HA and HB were formulated according to an heuristic hypothesis given in Eysenck (1952 p. 152), for which he offers some empirical support. HA assumed that in the variables of instruments 2-9 (see p. 154), category 1 would be discriminated from the other two, HB assumed that in the variables of instruments 10-13 (see p. 154), category 3 would be discriminated. These hypotheses were tested in connection with a survey of the main results of the battery of tests (see p. 275). HA as well as HB were only partially confirmed. The variables in a number of instruments, 3., 4., 6., 7.,

and 8., (see p. 154) did not distinctly discriminate category 1 from the others, except in one respect, namely, with regard to quality in 6. and 7. in certain groups, and in 8. with regard to intervariability, but not with regard to means. However, the variables in instruments 2., intravariability in 2., 5., and 9. discriminated for the most part category 1, and those in instruments 10. and 11., category 3. In 10. (BPI) and 11. (MMPI) there were practically no variables, in which the two delinquent clientele differed (in the latter case only Pa differed between the "normal" and "abnormal" delinquent groups, the latter having the highest score in Pa). The variables in instrument 13. differed between categories 1 and 3, and some of them also between categories 1 and 2.

III. The working program for constructing the six scales for individual level-measurement, (Chap. VIII) the reliabilities of variables, the intercorrelations, the correlations with the criterion, the results of the crossvalidation, comparisons between Method A and Method B, and the estimated validity of the different scales are easy to follow in tables 79-134 and on p. 368. The main results in this respect have already been mentioned in the survey of the content of Part III in this summary.

IV. In the research hypotheses H 17-H 20 certain relationships between level-values on the one hand and background data and personality rating on the other (Chap. IX) were assumed. The outcome shows that in the first case the background data "earlier stay at a State Training School" (code nr 7.), "head-injury" (code nr 17.) and "spite, obstinacy, rage or for that matter any traits implying psychopathy ..." (code nr 25.) mostly covaried significantly with the level-values (see tables 135-141), and in the case of the rated personality traits those which characterize manifest and overt behaviour (e. g. trait 1. "has great difficulty in adjusting to new situations", trait 4. "acts in an aimless way, sets his sails to every wind, opportunistic", trait 8. "is very easily annoyed, hot-tempered, gets into a heat on the slightest provocation", trait 10. "difficulty in adjusting socially"), mostly covaried significantly with the level-values reached (see tables 142-146).

V. In the research hypotheses H 21-H 23 certain relationships between social prognosis on the one side and background data, level-values and personality ratings on the other (Chap. X) were assumed. The outcome shows that in the first case the background data "earlier

stay at a State Training school" (code nr 7.), "diagnosis of psychopathic personality" (code nr 85.) and "head-injury" (code nr 17.) covaried significantly with a non-satisfactory social prognosis (see tables 147-148). In the second case the only level-measurement, which covaried significantly with the social prognosis was composite scores in MMPI in one of the delinquent groups (Sundbo, N = 47, see tables 149-150). In the third case significant covariations appeared between on the one hand trait 7. "careless in details, lacking in carefulness" (in category 1) and trait 2. "is completely unemotional, indifferent, listless" (in category 2) and on the other hand a non-satisfactory social prognosis (see tables 150-152).

VI. In Chap. XI the main hypotheses HA and HB have been reconstructed. Previously (Chap. VII) these hypotheses were formulated with regard to the *variables* included in each instrument. The methods of combining the variables to a composite score, advanced in Chap. VIII, now make it feasible to formulate our two main hypotheses with respect to the *instruments*. The reconstructed hypotheses we have termed HA_2 and HB_2. They were formulated in the same way as before, except that the term variables was interchanged with instruments. A testing of HA_2 and HB_2 according to Method A (see table 115) shows that HA_2 is confirmed in instruments 1., 2., and 3. and HB_2 in instruments 5. and 6., but non-confirmed in instrument 4. A testing of the hypotheses according to Method B (see table 118) shows that HA_2 is confirmed in instruments 1., 2., and 3. and HB_2 in instruments 4., 5., and 6. Thus, the outcome indicates that the instruments evidently discriminate between the three categories of pupils in the manner assumed in the hypotheses. This means that the first three instruments (1., 2., 3.) mostly of an objective performance type and assumed to be bound up with structural properties of the nervous system (Eysenck 1952 p. 152) discriminate category 1, while the last three (4., 5., 6.), employing verbal reactions of the questionnaire type, and assumed to reflect more environmental influences (Eysenck 1952, p. 152) discriminate category 3. In the latter respect both the delinquent clientele (category 1 and 2) show much the same attitudes and values, especially pronounced in instrument 5. (MMPI), where the mean-profiles for each clientele almost coincide, the only significant difference appearing in Pa (see Fig. 9).

Appendix

PRAKTISKA ANVISNINGAR FÖR SKALORNAS ANVÄNDNING

1. Allmänna anvisningar

Metoderna (A och B) bygga på en standardisering av instrumenten på tre kategorier elever, psykiskt abnorma vanartiga, »normala» vanartiga och »normala» icke-vanartiga, där sistnämnda grupp utgöres av yrkesskoleelever. Alla tre grupperna bestå av 15—20-åringar med en medelålder av c:a 17 år. Normalgruppen utgöres av elever med så gott som utan undantag enbart folkskoleutbildning och med någon överrepresentation av socialgrupp III i förhållande till hela befolkningen. Standardiseringen gäller således icke för andra åldrar eller andra kategorier. Endast de skalor (3, 5, 6), som korsvaliderats, medtagas här. T-tabeller för dessa tre återgivas i appendix. De gälla endast under förutsättning att instrumenten administrerats på exakt lika sätt som angivits i detta arbete och med användande av de instruktioner, som meddelats (vid administreringen av MMPI har originalmetodens instruktion i svensk översättning använts). Endast om allt detta iakttagits gälla de publicerade normerna.

Det förutsättes att tolkandet av resultaten göres på ett sådant sätt att metoderna brukas, men icke missbrukas. De böra, liksom andra psykologiska diagnosticeringsmetoder (t. ex. intelligensundersökningar), tjäna till ledning och hjälp, men icke tillämpas mekaniskt. Vederbörlig hänsyn måste tagas till andra kända faktorer, erhållna genom t. ex. anamnesupptagande och klinisk bedömning. Denna helhetssyn bör metoderna inte få ersätta, men väl komplettera. De avvikelser, som skalorna indikera, måste för en meningsfull interpretation ställas in i sitt större sammanhang. Helhetsbedömningen bör givetvis ske under samarbete mellan medicinsk-psykiatrisk och psykologisk expertis. Endast psykologer, med av vederbörande fackorganisation godtagen utbildning, eller andra som arbeta under överinseende av sådan, böra därför äga tillgång till instrumenten.

Vid korsvalideringen erhölls högre grad av konformitet med tidigare resultat i fråga om MMPI än i fråga om de båda andra instrumenten.

Resultat, erhållna med instrument 3., få betraktas som mer tentativa än de övriga, på grund av resultatet av korsvalideringen. De tre instrumenten ha visat sig differentiera på olika sätt mellan nämnda tre kategorier elever (se tabell 115 och 118 d. a.). Interpretationen har att taga hänsyn till detta. Skalorna differentiera i högre grad *mellan* grupper av ovan angivet slag än *inom* dessa (med hänsyn till vissa kriterier). De torde därför få väl så stor praktisk betydelse som hjälpmedel inom den psykiska barna- och ungdomsvården och i en utbyggd skolpsykologisk verksamhet som t. ex. vid differentiering av individer inom klientel av vanartiga av endera av här nämnda slag. Mellan dessa kategorier av vanartiga ha dock differentierande kännetecken erhållits. Någon prediktion med hänsyn till de vanartigas senare sociala prognos ger skalorna icke möjlighet till.

Nedan meddelas nu, hur sammansatta poängtal och index erhållas dels enligt Metod A och dels enligt Metod B. På den generalisationsnivå, som utgöres av de sammansatta poängtalen, äro skalornas korrelation med kriteriet av samma storleksordning för båda metoderna (A och B). På index-nivån äro korrelationerna numeriskt högre, om index erhållits enligt Metod A än om Metod B använts. Undersökningarna av nivåvärdenas samband med andra data (Kap. IX och X) ha emellertid visat, att signifikanta korrelationer med dessa data erhållits i minst samma utsträckning för Index B som för Index A. Fortsatta undersökningar få klarlägga om dessa förhållanden ha psykologisk relevans eller icke (fördelningarna av Index A och B — se Fig. 16 resp. 17 — i vanartsgrupperna äro icke sådana att endast kurvformen synes implicera de vunna resultaten). Metoderna komplettera varandra, då de visat sig inbördes korrelera relativt högt.

2. Detaljerade anvisningar

METOD A

1. Överför rå-poängen till T-poäng enligt för resp. instrument giltig T-tabell.

Medelvärden av T-poäng i enskilda variabler för de tre kategorierna framgå av Fig. 11. Medel-T-poängen för alla tre kategorierna sammanslagna är 50.

2. Ett sammansatt poängtal erhålles genom att först multiplicera resp. T-poäng för varje variabel med motsvarande viktkoefficient. (De senare återfinnas nederst å resp. T-tabell.) Det sammansatta poäng-

talet gives nu av summan av de sålunda vägda T-poängen i resp. instrument. Medelvärden och fördelningar av sammansatta poängtal enl. Metod A visas i Fig. 12 resp. Fig. 13. M och σ framgå av tabell 115.

3. Nu multipliceras de sammansatta poängtalen med en viktkoefficient för hela instrumentet. Dessa koefficienter äro: instrument 3. = .434, instrument 5. = .501, instrument 6. = .313. Summan av de sålunda vägda sammansatta poängtalen är Index A. Medelvärden, fördelningar och grupp-differentierande förmåga hos Index A framgå av Fig. 16. M och σ återfinnas i uppställningen å sid. 351.

METOD B

1. Överför rå-poängen till poängtalen 0 eller 1, med hänsyn till på vilken sida om skärningslinjen rå-värdet faller (se tabell 116, kolumn »gränssättning»). För instrument 3. blir poängtalet 1, om rå-värdet faller till vänster om gränsen i variablerna IV—VI och till höger om densamma i variablerna VII och VIII. För instrument 5. sättes i samtliga fall poängtalet 1, om rå-värdet faller till höger om gränsen. För instrument 6. sättes poängtalet 1, om rå-värdet i variabel 1, 4, 5 och 6 faller till höger och i variabel 2 och 3 till vänster om gränsen. (Se exempel å sid. 331!)

2. Sammansatta poängtal erhållas nu genom att summera poängtalen i de olika variablerna, ingående i resp. instrument. Medelvärden och fördelningar av sammansatta poängtal enl. Metod B visas i Fig. 14 resp. Fig. 15. M och σ framgå av tabell 117.

3. Index B erhålles genom att summera de sammansatta poängtalen (enl. Metod B) i instrument 3., 5. och 6. Medelvärden, fördelningar och grupp-differentierande förmåga hos Index B framgå av Fig. 17. M och σ återfinnas i uppställningen å sid. 353.

T-tabeller

3. *Exp. konfl.*

IV.		V.		VI.		VII.		VIII.	
Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.
10	42	10	41	10	38	0	48	0	43
9	52	9	51	9	46	1	61	1	53
8	61	8	57	8	54	2	65	2	58
7	67	7	63	7	60	3	68	3	62
6	71	6	68	6	65	4	70	4	66
5	74	5	73	5	69	5	72	5	70
4	78	4	76	4	74	6	74	6	73
		3	78			7	76	7	73
						8	78	8	76
Viktkoeff:									
	— .031		— .071		.159		.069		.733

F		D		Pd		Pa		Pt		Sc		Ma	
Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.
37	78	38	78	40	78	24	74	46	78	60	79	35	79
36	76	37	76	39	73	23	70	45	74	59	76	34	75
35	74	36	76	38	71	22	69	44	72	58	73	33	72
34	71	35	75	37	70	21	68	43	71	57	71	32	71
33	70	34	74	36	68	20	67	42	70	56	70	31	69
32	70	33	74	35	66	19	66	41	69	55	69	30	68
31	69	32	73	34	64	18	64	40	68	54	68	29	67
30	68	31	72	33	63	17	61	39	66	53	68	28	65
29	67	30	69	32	62	16	59	38	65	52	68	27	64
28	66	29	67	31	59	15	57	37	64	51	68	26	63
27	65	28	66	30	57	14	56	36	63	50	68	25	61
26	65	27	64	29	55	13	55	35	62	49	67	24	59
25	64	26	62	28	54	12	53	34	60	48	65	23	57
24	63	25	59	27	52	11	52	33	58	47	64	22	55
23	62	24	57	26	51	10	50	32	57	46	63	21	53
22	62	23	54	25	50	9	48	31	56	45	62	20	52
21	61	22	52	24	48	8	45	30	54	44	61	19	50
20	60	21	50	23	47	7	42	29	54	43	61	18	48
19	60	20	47	22	45	6	39	28	53	42	60	17	45
18	59	19	45	21	44	5	36	27	52	41	59	16	43
17	58	18	43	20	43	4	32	26	50	40	58	15	41
16	57	17	41	19	42	3	25	25	48	39	58	14	39
15	56	16	38	18	41	2	24	24	47	38	57	13	36
14	55	15	34	17	40	1	22	23	45	37	56	12	34
13	55	14	31	16	39			22	43	36	55	11	32
12	54	13	30	15	37			21	41	35	55	10	31
11	52	12	28	14	35			20	39	34	54	9	29
10	51	11	25	13	31			19	38	33	54	8	27
9	50	10	22	12	27			18	37	32	53	7	25
8	49			11	24			17	36	31	52	6	24
7	47			10	24			16	35	30	51	5	24
6	45			9	24			15	34	29	50	4	24
5	44			8	24			14	32	28	48	3	24
4	41			7	24			13	31	27	47	2	22
3	38			6	24			12	30	26	46		
2	35			5	24			11	27	25	44		
1	31			4	22			10	24	24	43		
0	26									23	41		
										22	39		
										21	38		
										20	36		
										19	34		
										18	33		
										17	32		
										16	31		
										15	30		
										14	29		
										13	28		
										12	28		
										11	27		
										10	24		
Viktkoeff:													
.252		— .189		.664		.201				— .145		.022	

6. *Ord-ass.-test*

R-tid per ord		+-rep.		pop.svar		Multi-reakt.		»close» reakt.		»Dist.» reakt.	
Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.	Rå-p.	T-p.
1,0	22	0— 5	73	0	75	39	78	32	78	50	78
1,5	33	5—10	69	1	71	—	76	24	76	48	75
2,0	38	10—15	68	2	70	31	75	24	76	33	73
2,5	43	15—20	68	3	68	—	74	24	76	30	71
3,0	47	20—25	67	4	67	24	73	24	76	24	70
3,5	50	25—30	65	5	65	23	71	23	76	23	70
4,0	52	30—35	64	6	63	22	70	22	74	22	70
4,5	55	35—40	60	7	62	21	70	21	73	21	70
5,0	57	40—45	55	8	60	20	70	20	73	20	70
5,5	58	45—50	49	9	59	19	69	19	72	19	70
6,0	60	50—55	41	10	57	18	68	18	71	18	70
6,5	62	55—60	33	11	55	17	67	17	71	17	69
7,0	63			12	54	16	67	16	70	16	69
7,5	64			13	54	15	66	15	69	15	68
8,0	65			14	53	14	66	14	67	14	68
8,5	66			15	52	13	65	13	67	13	67
9,0	67			16	50	12	64	12	66	12	67
9,5	68			17	49	11	64	11	66	11	67
10,0	69			18	47	10	64	10	66	10	66
10,5	70			19	46	9	63	9	65	9	66
11,0	70			20	45	8	63	8	64	8	66
11,5	70			21	45	7	62	7	63	7	65
12,0	70			22	43	6	62	6	63	6	63
12,5	71			23	41	5	60	5	61	5	62
13,0	72			24	40	4	59	4	60	4	60
13,5	73			25	38	3	57	3	57	3	58
14,0	73			26	36	2	55	2	54	2	54
14,5	73			27	35	1	52	1	49	1	48
15,0	74			28	34	0	43	0	41	0	40
—	—			29	32						
—	—			30	30						
23,0	78			31	27						
				32	24						
Viktkoeff:											
	.337		.110		.292		.097		.060		.208

LITTERATURFÖRTECKNING

Förkortningar:

Acta Psychiat., Kbh. = Acta Psychiatrica et Neurologica, Kjøbenhavn.
Amer. J. Insan. = American Journal of Insanity.
Amer. J. Psychiat. = American Journal of Psychiatry.
Amer. J. Psychol. = American Journal of Psychology.
Annu. Rev. Psychol. = Annual Review of Psychology.
Arch. Neurol. & Psychiat., C. = Archives of Neurology and Psychiatry, Chicago.
Calif. Bur. Juv. Research. = California Bureau of Juvenile Research.
Int. J. Psycho-Anal. = International Journal of Psycho-Analysis.
J. abnorm. soc. Psychol. = Journal of Abnormal and Social Psychology.
J. appl. Psychol. = Journal of Applied Psychology.
J. consult. Psychol. = Journal of Consulting Psychology.
J. educ. Psychol. = Journal of Educational Psychology.
J. genet. Psychol. = Journal of Genetic Psychology.
J. ment. Sci. = Journal of Mental Science.
J. Psychol. = Journal of Psychology.
J. soc. Psychol. = Journal of Social Psychology.
Med. Res. Council = Medical Research Council.
Psychol. Abstr. = Psychological Abstracts.
Psychol. Bull. = Psychological Bulletin.
Psychosom. Med. = Psychosomatic Medicine.
SOU = Statens Offentliga Utredningar.

Ackerson, L. 1931: Children's behavior problems. Vol. I. Chicago.
—— 1942: Children's behavior problems. Vol. II. Chicago.
Ahnsjö, S. 1941: Delinquency in girls and its prognosis. Akad. avh. Lund.
Alexander, F. 1930: The neurotic character. Int. J. Psycho-Anal. 2.
Altman, C. H. & Shakow, D. 1937: A comparison of the performance of matched groups of schizophr. pat., normal subjects and delinquent subjects on some aspects of Stanford-Binet. J. educ. Psychol. 28, 519—529.
Anastasi, Anne 1954: Psychological Testing. N.Y.
Anastasi, Anne & Foley, J. P. 1949: Differential Psychology. N.Y.
Anderberg, R. 1935: Recruitment at the Royal Swedish Navy with the aid of intelligence tests. U. U. Å. 1935: 4. Uppsala.
—— 1936—37: Psykol. undersökn. och rekryteringsmetoder vid Statens Järnvägar. I o. II. Sthlm.

Anderberg, R. 1945: Anlagsprövning och yrkesval. I Tarras Sällfors: Handbok i industriell driftsekonomi och organisation. I. Sthlm.
—— 1947: Grupptest för intelligensundersökning. Uppsala.
—— 1954: Intelligens och grupptillhörighet. I Meddelanden från Statens psykologisk-pedagogiska institut. Sthlm.
Anderson, H. H. & Anderson, Gladys L. 1951: An Introduction to Projective Techniques. N.Y.
Andrews, T. G. (ed.) 1948: Methods of Psychology. N.Y.
Ansbacher, H. S. 1941: German military Psychology. Psychol. Bull. 1941, 38, 505—508.
Ash, P. 1949: The reliability of psychiatric diagnoses. J. abnorm. soc. Psychol. 44, 272—276.
Baker, H. & Traphagen, Virginia, 1937: The diagnosis and treatment of behavior problem children. N.Y.
Bernreuter, R. G. 1933: The theory and construction of the personality inventory. J. soc. Psychol. 1933, 4.
Betänkande ang. Psykopatvård m. m. 1952: Avg. av 1947 års psykopatvårdsutredning. Sthlm.
Betänkande, Strafflagsberedningens, ang. strafflagens tillräknelighetsbestämmelser, sinnesundersökning m. m. 1943: Avg. 1942. Sthlm.
Birnbaum, K. 1909: Über psychopatische Persöhnlichkeiten. Wiesbaden.
—— 1914: Die psychopathischen Verbrecher. Berlin.
Blomberg, D. 1954: Undersökningar rörande ungdomsvårdsskolornas klientel. Bilaga 1, SOU 1954: 5.
Boynton, P. L. & Walsworth, B. M. 1943: Emotionality test scores of delinquent and non-delinquent girls. J. abnorm. soc. Psychol. Vol. 38.
Brill, N. Q., Seidemann, H., Montague, H. & Balser, B. H. 1942: Electroencephalographic studies in delinquent behavior problem children. Amer. J. Psychiat. Vol. 98.
Brown, W. T. & Solomon, Ch. S. 1942: Delinquency and the electroencephalograph. Amer. J. Psychiat. 1942 s. 499.
Burt, C. 1937: The Subnormal Mind. 2nd ed. Oxford.
—— 1948: The Young Delinquent (1925), 4th ed. London.
—— 1950: The Backward Child. 3rd ed. London.
Capwell, Dora F. 1945: Personality patterns of adolescent girls. J. appl. Psychol. Vol. 29.
Cattell, R. B. 1936 o. 1948: A Guide to Mental Testing. London.
—— 1946: Description and Measurement of Personality. N.Y.
—— 1950: Personality, a Systematic Theoretical and Factual Study. N.Y.
Challman, R. C. 1951: Clinical Methods: Psychodiagnostics. I Annu. Rev. Psychol., 1951.
Clark, W. W. 1922: Whittier grading scale for juvenile offences. California Bureau of Juvenile Research.
Cohen, A. K. 1956: Delinquent Boys: The Culture of the Gang. Glencoe.
Durea, M. A. A. 1936: A quantitative method for diagn. the seriousness of asocial behavior of juvenile delinquents. J. genet. Psychol.
East, N. 1942: The Adolescent Criminal. A med.-soc. study of 4000 male adol. London.
Ekblad, M. 1948: A sociological and psychiatric investigation of a series of Swedish naval conscripts. Akad. avh. Copenhagen.
Ekman, G. 1947: Reliabilitet och konstans. Akad. avh. Uppsala.

Ekman, G. 1952: Differentiell psykologi. Sthlm.
Ellis, A. 1946: The validity of personality questionnaires. Psychol. Bull. 43.
—— 1953: Recent Research with Personality Inventories. J. consult. Psychol. Vol. 17, No 1.
Ellis, H. 1910: The Criminal, 4th ed. London.
Encyclopedia of Educational Research. 1950: Walter S. Monroe, ed. N.Y.
Encylopedia of Modern Education 1943: H. N. Rivlin, ed.
Eriksson, K. H. 1948: Olika tolkningar av psykopatibegreppet. Manuskript. Psykologiska Institutionen, Uppsala.
Eysenck, H. J. 1947: Dimensions of Personality. London.
—— 1952: The Scientific Study of Personality. London.
—— 1953: The Structure of Human Personality. London.
Ferguson, L. W. 1952: Personality Measurement. N.Y.
Ferguson, T. 1952: The Young Delinquent in his Social Setting. A Glasgow Study. London.
Festinger, L. 1943 a: An exact test of significance for means of samples drawn from populations with an exponential frequency distribution. Psychometrika, Vol. 8, No 3. 153—160.
—— 1943 b: A statistical test for means of samples from skew populations. Psychometrika, Vol. 8, No 4. 205—210.
Flanagan, J. C. 1935: Factor Analysis in the Study of Personality. Stanford.
Franzen, R. 1943: A Method for Selecting Combinations of Tests and Determining Their Best "Cut-Off Points" to Yield a Dichotomy Most Like a Categorical Criterion. National Research Council. Civil Aeronautics Administration. Division of Research, Report 12, Washington, D.C. (Cit. efter Gulliksen, H. 1950.)
Freeman, Fr. S. 1953: Theory and Practice of Psychological Testing. N.Y.
Frey, T. S:son 1944: Om vanart hos flickor i Stockholm. Sv. Läkartidningen 1944, Nr. 25.
Frey, T. S:son & Forssman, H. 1951: Om electroencefalogram hos pojkar med uppföranderubbningar. Nord. tidskr. for kriminalvidenskab 1.
Friedlander, Kate 1947: The Psychoanalytical Approach to Juvenile Delinquency. London.
Fritzell, Y. 1935: Redogör. för en statistisk undersökn. rörande avgångna skyddshemselever ... Meddel. fr. K. Soc. dep. byrå f. fattigv. o. barnav.ärenden. Nr. 59. Sthlm.
Garrett, H E. 1947: Statistics in Psychology and Education. N.Y.
—— 1953: Statistics in Psychology and Education. Fourth ed. N.Y.
Genberg, E. 1954: Statistisk analys. Uppsala.
Gerle, B. 1947: Psykopatibegreppets bankrutt. Lund.
—— 1955: Personlighetsanalys och psykopatkliché. Sthlm.
Gesell, A., Ilg, F. L. & Ames, Louise B. 1956: Youth. The years from ten to sixteen. London.
Gibbs, E. L., Gibbs, F. A. & Lennox, W. G. 1943: Electroencephalographic Classification of Epileptic Patients and Control Subjects. Arch. Neurol. & Psychiat.
Glueck, S. & Glueck, Eleanor 1930: 500 Criminal Careers. N.Y.
—— 1943: Criminal Careers in Retrospect. N.Y.
—— 1950: Unraveling Juvenile Delinquency. N.Y.
Goodenough, Florence 1949: Mental Testing. N.Y.
Gottlieb, J. S., Ashley, M. C. & Knott, J. R. 1946: Primary behavior disorders and psychopathic personality. Arch. Neurol. & Psychiat. 1946 s. 381.

Gottlieb, J. S., Knott, J. R. & Ashley, M. C. 1945: Electroencephalographic Evaluation of Primary Beh. Disorders in Children. Arch. Neurol. & Psychiat.

Grabfield, G. P. 1917: Variations in the sensory treshold for faradic stimulation in psychopathic subjects. Boston med. surg. J. 1914, J. abnorm. Psychol. 1917.

Gregor, A. 1914: Lehrbuch der psychiatrischen Diagnostik. Berlin.

Gregor, A. & Voigtländer, Else 1918: Die Verwahrlosung, ihre klinisch-psychologische Bewertung und ihre Bekämpfung. Berlin.

Gruhle, H. W. 1912: Die Ursachen der jugendlichen Verwahrlosung und Kriminalität. Berlin.

Guilford, J. P. 1954: Psychometric methods. Sec. ed. London.

Gulliksen, H. 1950: Theory of Mental Tests. N.Y.

Harriman, Ph. L. 1946: The new Dictionary of Psychology. N.Y.

Harris, R. E. & Shakow, D. 1938: Scatter on the Stanford-Binet in schizophren., normal and delinquent adults. J. abnorm. soc. psychol. Vol. 33.

Harrower, Molly R. (ed.) 1950: Recent Advances in Diagnostic Psychological Testing. Springfield.

Hartshorne, H. & May, M. A. 1930: Studies in Deceit. I. N.Y.

Hartshorne, H., May, M. A. & Maller, J. B. 1929: Studies in Service and Selfcontrol. II. N.Y.

Hartshorne, H., May, M. A. & Shuttleworth, F. K. 1930: Studies in the Organization of Character. III. N.Y.

Hathaway, S. R. & McKinley, J. C. 1940: A Multiphasic Personality Schedule (Minnesota) I. Construction of the Schedule. J. Psychol. 1940, 10, 249—254.

—— 1943: Manual for the Minnesota Multiphasic Personality Inventory (M.M.P.I.). N.Y.

—— 1946: Suppl. Manual for the M.M.P.I. N.Y.

—— 1951: Minn. Multiph. Pers. Inv. Manual Revised. N.Y.

Hathaway, S. R. & Meehl, P. E. 1951: An Atlas for the clinical use of the M.M.P.I. Minneapolis.

Hathaway, S. R. & Monachesi, E. D. 1953: Analyzing and predicting juvenile delinquency with the M.M.P.I. Minneapolis.

Healy, W. 1915: The Individual Delinquent. Boston. Citaten från 1924 års uppl.

Healy, W. & Bronner, A. 1926 (1928): Delinquents and Criminals, their Making and Unmaking. N.Y.

—— 1946: New Light on Delinquency and its Treatment. Yale 1946 (f.p. 1936).

Heller, Th. 1925: Über Psychologie und Psychopathologie des Kindes. Wien.

Helweg, Hj. 1948: Psykopatibegrebets uundværlighed. Människa och miljö, hft 3 o. 4.

Henderson, D. K. & Gillespie, R. D. 1944: A Text-book of Psychiatry. London.

Henry, G. W. 1938: Essentials of Psychiatry. 3rd ed. Baltimore.

Hill, E. & Watterson, P. 1942: Electro-Encephalographic Studies on Phychopathic Personalities. J. Neurol. & Psychiat.

Hunt, J. Mc. V. 1945: Personality and the Behavior Disorders. Vol. I o. II. N.Y.

Hurwitz, S. 1948: Kriminologi. Kbhvn.

Härnqvist, Kj. 1956: Adjustment Leadership and Group Relations. Akad. avh. Sthlm.

Hörnfeldt, R. 1950: Nivå och struktur. Akad. avh. Uppsala.

Information för ungdomsvårdsskolorna, 1949: Nr 2. Utg. av K. Socialstyrelsens skolbyrå. Sthlm.

Inge, G. 1941: Mental abnormalities among criminals. Acta Psychiat. 16, 421—458. Kbhvn.

Jasper, H. H., Solomon, Ph. & Bradley, Ch. 1938: Electroencephalographic analyses of behavior probl. children. Amer. J. Psychol.
Jonsson, G. 1944: Undersökn. ang. vanartiga barn och asocial ungdom. SOU 1944: 30. Sthlm.
Jung, C. G. 1910: The Association Method. Amer. J. Psychol. Vol. 21, 219—269.
Kahn, E. 1931: Psychopathic Personalities. New Haven.
Kanner, L. 1948: Child Psychiatry. Enlarged sec. ed. Springfield.
Kent, G. H. & Rosanoff, A. J. 1910: The Study of Association in Insanity. Amer. J. Insanity. Vol. 67, 37—96.
Kinberg, O. 1935: Varför bli människor brottsliga. Sthlm.
—— 1947: On the concept of "psychopathy" and the treatment of so-called "psychopaths". J. ment. Sci. Jan. 1947.
Kleen, E. 1936: Skyddshemmen. Sthlm.
Klopfer, B., Ainsworth, Mary D., Klopfer, W. & Holt, R. R. 1954: Developments in the Rorschach Technique. N.Y.
Knott, J. R. & Gottlieb, J. S. 1943: The Electroencephalogram in Psychopathic Personality. Psychosom. Med. 5. (cit. efter Simons & Diethelm 1946).
—— 1944: Electroencephalographic Evaluation of Psychopathic Personality. Arch. Neurol. & Psychiat.
Koch, J. L. A. 1891: Die psychopathischen Minderwertigkeiten. Ravensburg.
Kraepelin, E. 1904: Psychiatrie. 7 Aufl. Berlin.
La Piere, R. T. & Farnsworth, P. R. 1949: Social Psychology. N.Y.
Leonardo, R. A. 1947: Criminal psychopaths and the electroencephalogram. Med. World. N.Y. (cit. Psychol. Abstr. Nov. 1947).
Lindblom, P. 1954: Ungdomsvårdsskolorna. Sthlm.
Lindner, R. & Seliger, R. 1947: Handbook of Correctional Psychology. N.Y.
Lindsley, D. B. & Cutts, K. K. 1940: Electroencephalograms of "constitutionally inferior" and behavior problem children. Arch. Neurol. & Psychiat.
Lombolt, Margrete 1948: Børnepsykiatri. Kbhvn.
Lund, D. 1918: Über die Ursachen der Jugendasozialität. Akad. avh. Uppsala.
—— 1921: Ungdomsbrottslighet och vanart i Sverige. Lund.
Lundquist, G. 1938: Om s. k. psykopater och deras behandling. Sv. läkartidningen, Årg. 35: 50.
—— 1952: Psykiatri och mentalhygien, med kort vägledn. i socialpsykiatri. Sthlm.
Magaret, Ann 1952: Clinical methods: Psychodiagnostics. I Annual Review of Psychology.
McDougall, W. 1921: Social Psychology. 16th ed. London.
—— 1932: The Energies of Men. London.
McNemar, Q. 1955: Psychological Statistics. Sec. ed. N.Y.
Meehl, P. E. 1954: Clinical versus Statistical Prediction. Minneapolis.
Meyers, Ch. S. 1928: A Text-book of Experimental Psychology. Part II. Cambridge.
Michaelis, J. D. & Tyler, F. T. 1951: M.M.P.I. and student teaching. J. appl. Psychol. 1951, 35.
Monroe, W. S. (ed.) 1950: Encyclop. of Educ. Research. N.Y.
Muncie, W. 1939: Psychobiology and Psychiatry. St. Louis.
Murray, H. A. et al. 1938: Explorations in Personality. N.Y.
Nordal, G. 1935: En medicinsk-psykol. undersökning av elever vid vissa skyddshem. Meddel. fr. Soc. dep. byrå f. fattigv. o. barnav.ärenden. Nr. 59. Sthlm.
Noyes, A. P. 1940: Modern Clinical Psychiatry. Philadelphia.

Olson, W. C. 1930: Problem Tendencies in Children. Minneapolis.
OSS Assessment Staff. 1948: Assessment of Men. N.Y.
Otterström, Edith 1946: Delinquency and children from bad homes. Akad. avh. Lund.
Page, L. 1950: The young Lag. London.
Pailthorpe, Grace W. 1932: Studies in the psychology of delinquency. Med. Res. Council. Special Rep. Series No 170. London.
Partridge, G. E. 1930: Current conceptions of psychopathic personality. Amer. J. Psychol. N.Y.
Ploscow, M. 1931: Some causative factors in criminality. Nat. Commission on Law Observance and Enforcement publication. "Report on the Causes of Crime", No 13.
Powell, N. J. 1936: A Statist. Analysis of the Diagnoses of Normality, Psychopathy and Feeblemindedness in a Prison Population. Columbia Univ. 1936. (cit. efter Reckless 1940).
Preu, P. W. 1945: The concept of psychopathic personality. I Hunt: Personality and the behavior disorders. Vol. II. N.Y.
Psyk. ped. uppslagsbok. 1943—46: Sthlm.
Rabin, A. I. & Guertin, W. N. 1951: Research with the Wechsler-Bellevue test: 1945—1950. Psychol. Bull. 48. 211—248.
Rand, Gunvor 1956: Minnesota Multiphasic Personality Inventory som personlighetsdiagnostisk hjelpemiddel i overgangsalderen. (I Forskning og danning, utg. av Johs. Sandven) Oslo.
Rapaport, D. et al. 1945: Diagnostic Psychol. Testing. Vol. I. Chicago.
—— 1946: Diagnostic Psychol. Testing. Vol. II. Chicago.
Reckless, W. C. 1940: Criminal Behavior. N.Y. and London.
Reckless, W. C. & Smith, M. 1932: Juvenile Delinquency. N.Y.
Regnér, E. 1943: Vanart bland barn och ungdom. Socialmed. tidskrift.
Richter, C. P. 1928: Electrical skin resistance. Arch. Neurol. & Psychiat. Chicago.
»Riksdagsmannavalet» 1952: utg. av Statistiska Centralbyrån. Sthlm.
Rivlin, H. N. (ed.) 1943: Encyclopedia of Modern Education. N.Y.
Robinson, S. M. 1936: Can delinquency be measured? N.Y.
Rogers, C. 1939: The Clinical Treatment of the Problem Child. Cambridge.
Rosen, A. 1953: Test-retest stability of M.M.P.I. scales for a psychiatr. population. J. consult. Psychol. Vol. 17, No 3.
Rosenzweig, S. 1938: The experimental study of repression. I Murray et al.: Explorations in Personality. N.Y.
—— 1948: Investigating and Appraising Personality. I Andrews: Methods of Psychology. N.Y.
—— 1949: Psychodiagnosis. N.Y.
Rylander, G. & Bendz, E. 1947: Rättspsykiatri. Sthlm.
Schafer, R. 1950: The Clinical Application of Psychological Tests. N.Y.
Secunda, L. & Finley, K. H. 1942: Electroencephalographic studies in children presenting behavior disorders. The New Engl. J. of Med. s. 850.
Sellin, T. 1949: Sweden's substitute for the juvenile court. The Annals of the Amer. Acad. of Polit. and Soc. Science. Jan. 1949. Philadelphia.
Sheldon, W. H. 1940: The Varieties of Human Physique. N.Y.
—— 1942: The Varieties of Temperament. N.Y.
—— 1949: Varieties of Delinquent Youth. N.Y.
Silverman, D. 1947: Electroencephalography: use in penological practice. I Lindner & Selinger (ed.): Handbook of correctional psychology. N.Y.

Simons, D. J. & Diethelm, O. 1946: Electroencephalographic studies of psychopathic personalities. Arch. Neurol. & Psychiat. 1946, s. 619.
Sjöstrand, W. 1948: Uthållighet och framgång i skolan. U.U.Å. 1948:8. Uppsala.
—— 1949: Neuros och pedagogisk prognos. Tierp.
Slawson, J. 1925: Psychoneurotic responses of delinquent boys. J. abnorm. soc. Psychol.
SOU 1935: 1935:35 Soc. Dep. Sthlm.
—— 1937: 1937:46 Soc. Dep. Sthlm.
—— 1944: 1944:30 Soc. Dep. Sthlm.
—— 1954: 1954:5 Soc. Dep. Sthlm.
—— 1952: 1952:46 Inrikes Dep. Sthlm.
Statistisk årsbok för Sverige 1952: Utg. av Statistiska Centralbyrån, Sthlm.
Stevens, S. S. 1951: Handbook of Experimental Psychology. N.Y.
Stott, D. H. 1950: Delinquency and Human Nature. Dunfermline, Fife.
Stouffer, S. A. et al. 1949: The american soldier: Combat and its aftermath. Princeton.
—— 1950: Measurement and Prediction. Princeton.
S. T. D., 17.5.1935. Sthlm.
Strecker, E. A. & Ebaugh, F. G. 1940: Practical clinical psychiatry. 5th ed. Philadelphia.
Sundberg, N. D. 1956: The use of the MMPI for cross-cultural personality study: A preliminary report on the German translation. J. abnorm. soc. Psychol. Vol. 52. No 2.
Svenskt socialt lexikon. 1949: K. J. Höijer utg. Uddevalla.
Symonds, P. M. 1931 (1935): Diagnosing Personality and Conduct. N.Y. and London.
Tappan, P. W. 1949: Juvenile Delinquency. N.Y.
Technical Recommendations for Psychological Tests and Diagnostic Techniques 1954: Suppl. to Psychol. Bull. Vol. 51, No 2, Part 2.
Terman, L. M. & Miles, Catharine C. 1936: Sex and Personality. N.Y. and London.
Thompson, G. N. 1953: The psychopathic delinquent and criminal. Springfield.
Thorndike, R. L. 1949: Personnel Selection, Test and Measurement Techniques. N.Y. and London.
Thurstone, L. L. 1947: The Rorschach in psychological science. The psychometric laboratory. The university of Chicago, Number 46.
Tjaden, J. C. 1926: Emotional reactions of delinquent boys of superior intelligence comp. with those of college student. J. abnorm. soc. Psychol. Vol. 21.
Trankell, A. 1950: Vänsterhänthet hos barn i skolåldern. Akad. avh. Helsingfors.
Van Ophuijsen, J. H. W. 1946: Primary conduct disturbances, their diagnoses and treatment. (I Lewis & Pacella ed.: Modern trends in child psychiatry) N.Y.
Verkko, V. 1930: Kriminalstatistiken och den verkliga brottsligheten. Nord. Tidskr. for Strafferet, s. 100.
Vernon, Ph. E. 1953: Personality Tests and Assessments. London.
Wallerstein, J. S. & Wyle, Cl. J. u. å.: "Biological Inferiority" as a cause for Delinquency.
Wechsler, D. 1944: The measurement of adult intelligence. Baltimore.
Weider, A. 1953: Contributions toward Medical Psychology. Theory and psychodiagnostic methods. Vol. I o. II.
White, Inger 1940: Redog. för en undersökn. rörande skyddsuppfostrade flickor. Tidskr. f. Barnavård och Ungdomsskydd. Årg. 15. Nr 3.

Wigforss, F. 1946: Matematisk statistik för pedagoger. Sthlm.
Woodworth, R. S. & Schlosberg, H. 1954: Experimental Psychology. Rev. ed. N.Y.
Yearbook. The Third Mental Measurements Yearbook 1949: O. Buros (ed.) New Brunswick.
Yule, G. U. & Kendall, M. G. 1945: An Introduction to the Theory of Statistics. London.
Ziehen, Th. 1906: Die Geisteskrankheiten des Kindesalters. III. Berlin.
Öbrink, J. 1948: An experimental investigation of confidence. Akad. avh. Uppsala.
Ödegaard, Ö. 1930: The Psychogalvanic Reactivity in Normals and in various Psychopathic Conditions. Acta Psychiat. Kbh. 1930, 5, 55—105.

UPPSALA 1957
APPELBERGS BOKTRYCKERI AKTIEBOLAG